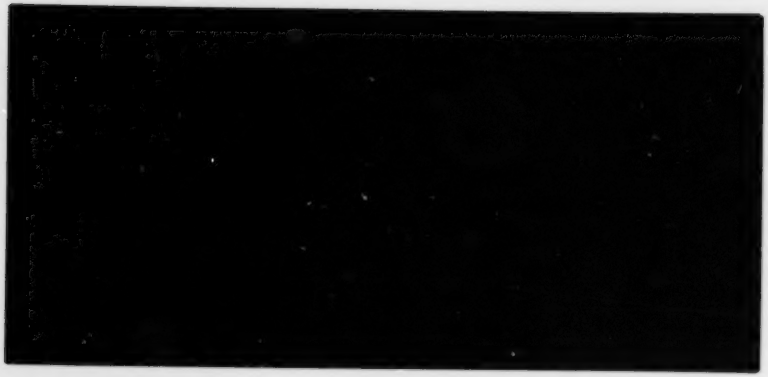
Economic Council
of Canada

Conseil économique
du Canada

Working Paper
Document de travail



92-04907/

Working Paper No. 3

The Duration of Unemployment and the Dynamics of Labour Sector Adjustment: Parametric Evidence from the Canadian Annual Work Patterns Survey, 1978-80, 1982-85

Miles Corak

1990

The Duration of Unemployment and the Dynamics of Labour Sector Adjustment

The findings of this study are the personal responsibility of the author and, as such, have not been endorsed by the Members of the Economic Council of Canada.

Contents

Foreword	vii
Abstract	ix
Acknowledgment	xiii
Introduction	1
Data Description and Preliminary Analysis	3
Methodology and Estimation Results	11
Inferences and Policy Implications	22
Conclusion	24
Notes	27
Bibliography	33

Foreword

Over the course of the last two years the Unemployment Issues Group of the Economic Council of Canada has been conducting research into various aspects of unemployment, and labour sector adjustment. The author of this study, who is currently a member of this group, argues that while the unemployment rate is one of the most cited indicators of the state of the economy, it does not, in itself, offer an unambiguous indication of the way in which the labour sector adjusts to change, or of the difficulties that individuals have in finding re-employment. This is because the unemployment rate is determined not only by the number of individuals that become unemployed but also by the length of time they spend unemployed. Accordingly the purpose of his study is to examine the determinants of the duration of unemployment spells, and therefore to shed some light upon how the labour sector responds to both positive and negative shocks.

While there are many studies of the duration of unemployment to be found in the economics literature very few are conducted over a time span that includes periods of both recession and recovery. One of the contributions of this work is to examine unemployment spell durations over the course of the business cycle. The most interesting conclusion that arises when data over the period 1978-85 are examined concerns the difficulties faced by older workers in finding re-employment after a job separation. While it was much more difficult for all individuals to find employment after the 1981-82 recession, older individuals, meaning those older than 55 years of age, were particularly disadvantaged. It is not simply that individuals of this age category have a lower probability of finding re-employment than their counterparts, this probability deteriorates, in both an absolute and a relative sense, progressively during the recession and during each year of the recovery. The author suggests that the labour sector appears to respond to change in an evolutionary way, shedding the old, hiring the young.

The study, however, does not address why the standing of older workers has deteriorated so profoundly. Is it because they lack the skills for the new jobs that are being created? Is it because they choose to retire? Or is it because they are pushed into involuntary

retirement as a result of discriminatory hiring practices? These questions, which are central to the making of labour sector policy, remain to be answered. They pose a challenge to future researchers.

It should be noted while this research was conducted under the auspices of the Unemployment Issues Group the findings remain the sole responsibility of the author, in particular they have not been endorsed by the members of the Economic Council.

Judith Maxwell
Chairman

Abstract

The fact that the labour sector is continually confronted with shocks of both a positive and an adverse nature, that these shocks are likely to be more frequent and more severe in the coming years, and that a premium should be placed upon policies that promote flexibility and adjustment has been emphasized by numerous observers. The single most cited summary measure of the state of the labour sector is the unemployment rate, but this measure is an ambiguous indicator of the adjustment process. The unemployment rate may be high due to large inflows of individuals that end up spending very little time unemployed, a scenario that suggests adaptability, or it may be high because once they become unemployed individuals tend to spend very long periods without work, an indication of rigidity. In fact, it is the length of time spent in unemployment, not merely the fact of being unemployed, that is important for individual welfare and for an appreciation of the way in which the labour sector responds to change. Accordingly the purpose of the research reported in this paper is to examine the determinants of the duration of unemployment spells.

The data used in the study are derived from the Annual Work Patterns Survey for the years 1978-80, 1982-85, a period of time long enough to contain both positive and negative shocks. An unemployment spell is defined to begin when a transition from employment to unemployment is made, and it is defined to end when a transition back to employment from either unemployment or not in the labour force occurs. Thus the analysis applies strictly to individuals experiencing a job separation, for whatever reason.

Each year of the data is analysed separately by parametric models of spell duration. The validity of the results are limited by the use of explicit distributional assumptions, but an attempt is made to assess their robustness by using as many different distributions as possible. In fact the results are robust across distributions, but not across years.

At least three major results are obtained. First, and most importantly, there is a systematic relationship between the duration of unemployment and age that is subject to change over the period

under analysis. During the pre-1982 period spell duration and age are related by a U-shaped relationship in which the young and the old suffer significantly longer spells than the prime aged groups, but during the post-1982 period the experience of the young is indistinguishable from the prime age groups while that of the old deteriorates substantially, in both a relative and an absolute sense. Further, the "old" are identified to be those individuals 55 to 69 years of age, the behaviour of those 45 to 54 years of age being indistinguishable from the 35 to 44 year old group. Second, spell durations do not appear to differ that greatly between the provinces. Quebec and to a slightly lesser extent Newfoundland are notable exceptions to this rule, but in general spell duration does not depend in a systematic way upon regional variables regardless of the cyclical state of the economy. Third, there is no simple relationship between education and unemployment spell duration: higher levels of education sometimes imply shorter spell durations, and sometimes longer durations, and sometimes do not influence spell durations at all.

The results also offer an indication of the cyclical movement of average spell durations. In general, spell durations appear to move counter-cyclically. However, this pattern does vary among the sub-groups of the data. In particular, the average spell length of unemployed older workers increases not only during 1982, but also during each year of the subsequent recovery.

These results allow one, in a speculative manner, to piece together a picture of the way the labour sector responds to shocks. In particular, it has been suggested in the literature that the focus of policy should be on the levels and distribution of the inflows into unemployment rather than on the duration of the time spent unemployed. The present results suggest, however, that adverse shocks are associated with a change in the structure of unemployment durations, not simply with the composition of the unemployed. Thus the persistence of unemployment rates that is observed over the sample period is at least in part due to longer unemployment spells, not simply to greater inflows of individuals that normally spend a long time unemployed. Further, the labour sector may be seen to respond to severe negative shocks in an evolutionary manner rather than by

direct substitution of labour across sectors. Older workers in declining sectors that experienced an employment separation during the recovery were encouraged into what might be described as semi-permanent or permanent retirement, while younger workers were rehired at an increasing rate in the sectors of growth. If this picture is indeed accurate policymakers should respond with a mix of policies that offer both assistance for adjustment, and compensation for loss.

Acknowledgment

An earlier draft of this paper was prepared under contract with the Unemployment Issues Group of the Economic Council of Canada. This revision has benefited from the comments of C. Beach, S. Kaliski, R. Jenness, and W. Simpson. The contents of the paper remain, however, the sole responsibility of the author and they do not, in particular, represent the views of the Economic Council of Canada. Comments and criticisms are welcome and may be addressed to the author, care of the Economic Council.

Introduction

If a single word were to be used to summarize the emerging priorities in the making of labour sector policy a prime candidate would surely be "adjustment." The fact that the labour sector is continually confronted with shocks of both a positive and an adverse nature, that these shocks are likely to be more frequent and more severe in the coming years, and that a premium should be placed upon policies that promote flexibility and "adjustment" has been emphasized by numerous observers, the federal government's Advisory Council on Adjustment being only the most recent. The single most cited summary measure of the state of the labour sector is the unemployment rate, but this measure is an ambiguous indicator of the nature of the adjustment process. For example, the unemployment rate may be high due to large inflows of individuals that end up spending very little time unemployed, a scenario that suggests adaptability, or it may be high because once they become unemployed individuals tend to spend very long periods without work, an indication of rigidity. It is, therefore, important to distinguish the role played by the incidence of unemployment from that played by the duration of unemployment. In fact, it is the length of time spent in unemployment, not merely the fact of being unemployed, that is important for an individual's welfare and for an appreciation of the way in which they respond to change. Accordingly, the purpose of the research reported in this paper is to examine the determinants of the duration of unemployment spells.

In fact, there is little systematic Canadian evidence on how the duration of unemployment varies across individuals and over the business cycle. One possible reason for this concerns the nature of the available data. Measures of the duration of unemployment from the Labour Force Survey are obtained by interviewing individuals that are currently unemployed. Thus, while it may be possible to determine when an individual's spell of unemployment began it is impossible to ascertain when it will end. As a result analyses on these truncated spell lengths as well as on the associated gross flows between labour force states are often conducted under a steady state assumption, an assumption that is manifestly false. Longitudinal information on individual labour force activity would in principle offer information on completed spell lengths and permit a non-steady state analysis but in actuality are either unavailable for very long time horizons or are not fully representative of the labour force.[1]

The data used in the present study are derived from the Annual Work Patterns Survey (AWPS) for the years 1978-80, 1982-85, a period of time long enough to contain both positive and negative shocks and to hopefully offer some evidence on the nature of the adjustment process. The AWPS is a retrospective data set containing information on the labour force status of individual respondents for each month of a given year, a different sample of individuals being interviewed each January. Thus, the seven years of available data represent a series of one year windows through which to view the dynamics of individual labour force activity.[2] For the purposes of this study an unemployment spell is defined to begin when a transition from employment to unemployment is made, and it is defined to end when a transition back to employment from either unemployment or not in the labour force occurs. Section 1 of the paper describes the data in greater detail and offers a justification for this particular definition of an unemployment spell.

The data are potentially subject to problems of truncation from both the left and the right. The former is dealt with by considering only unemployment spells that have begun during the year, while the latter is explicitly addressed by the estimation procedure. The methodology underlying this procedure and the results obtained are the subject of section 2. Each year of data is analysed separately by parametric models of spell duration. The validity of the results are limited by the use of explicit functional forms, but an attempt is made to assess their robustness by using as many different functions as possible. In particular, accelerated life-time models under the assumption that the errors take an exponential, Weibull, log-logistic, and log-normal distribution are all estimated, as in Cox's proportional hazards model which is a distribution free method.[3]

At least three major results are obtained. First, there is a systematic relationship between the duration of unemployment and age that is subject to change over the period under analysis. During the pre-1982 period spell duration and age are related by a U-shaped relationship in which the young and the old suffer significantly longer spells than the prime age groups, but during the post-1982 period the experience of the young is indistinguishable from the prime age groups while that of the old deteriorates substantially. Further, the "old" are found to be those individuals 55 to 69 years of age. The behaviour of individuals 45 to 54 years of age is not found to be significantly different than those 35 to 44 years of age. Second, spell

durations do not appear to differ that greatly between the provinces. Quebec and to a slightly lesser extent Newfoundland are notable exceptions to this rule, but in general spell duration does not depend in a systematic way upon regional variables regardless of the cyclical state of the economy. Third, there is no simple relationship between education and unemployment spell duration: higher levels of education sometimes imply shorter spell durations, and sometimes longer durations, and sometimes do not influence spell durations at all.

The results also offer an indication of the cyclical movement of average spell durations. In general, spell durations appear to move counter-cyclically. However, this pattern does vary among the subgroups of the data. In particular, the average spell length of unemployed older workers increases during 1982, but also during each year of the subsequent recovery.

Section 3 discusses these results in the context of the existing literature and attempts, in a speculative manner, to piece together a picture of the way the labour sector responds to shocks. In particular, it has been suggested by Darby, Haltiwanger, and Plant (1985), (1986) that the focus of policy should be on the levels and distribution of the inflows into unemployment rather than on the duration of unemployment. The present analysis, while agreeing with some aspects of the analysis underlying this conclusion, suggests that adverse shocks are associated with a change in the structure of unemployment spell durations, not simply with the composition of the unemployed. Thus persistence of unemployment is at least in part due to longer unemployment spells per se, not simply to changes in the composition of the unemployed. As such policymakers should focus upon how individuals, particularly those aged 55 to 69 years, leave unemployment.

There is a need for more research to confirm or refute this inference. The present study is subject to several limitations and these, along with some topics for future analyses, are given attention in the concluding section of the paper.

Data Description and a Preliminary Analysis

The Annual Work Patterns Survey contains retrospective information on the timing and length of periods that an individual spends in unemployment (U), employment (E), and not in the labour force (N).

The Survey is administered to 5 of the 6 rotation groups in the January Labour Force Survey and addresses their labour force experience over the past year. Data are available for 1977-80 and 1982-85. The 1977 data are not included in this study because of a change in the questionnaire. Data are not available for 1981 and the Survey was replaced in 1986 by the Labour Market Activity Survey.

Individuals are assigned a labour force status for each month of the year and a particular algorithm is used to arrange these individual monthly statuses into a sequence for the entire year. The algorithm, which is described in Statistics Canada (1982), serves to maximize the length of time that an individual spends in employment. The basic unit of measure is a so-called "part-month," which may essentially be thought of as one-half month.

The analysis is conducted with the micro data types provided by Statistics Canada in which the individual records are survey respondents. A spell file was created from these tapes making the unit of observations an unemployment spell. Thus, information on whether an individual experienced multiple spells or not is discarded.[4] A spell is defined to begin with an *E-U* transition, and to continue until a transition is made back to employment. After the first period of unemployment any transitions between unemployment and not-in-the-labour-force are ignored so that spells may end with a *U-E* transition or with a *N-E* transition. Thus, the analysis applies strictly to those individuals leaving their jobs, for whatever reason.

The reasons for using this definition of spell duration are at least three in number. First, and most importantly, permitting an unemployment spell to end when an individual left the labour force would simply imply that the sequencing algorithm was being retraced. The resulting spell durations would be artificial constructions from this algorithm rather than reflections of the actual transitions undertaken. Second, the difference between unemployment and not-in-the-labour-force is very soft in this data set suggesting that there may not be a great behavioural distinction between the two states and that it is therefore appropriate to aggregate them into a single state. Job search at any one point during the month is sufficient to lead to an unemployment classification, an individual cannot by the definitions used in the Survey be both unemployed and out of the labour force during the same month even though most individuals are not likely to have searched for work continuously throughout the month.[5]

Further, the requirement in the constructed spell file that the individual have an unemployment classification immediately after the employment separation will have the effect of removing those individuals not able to work from the analysis, while the lack of distinction between subsequent periods of U and N will explicitly permit discouragement to be reflected in the data.[6] Finally, the definition of unemployment permits the analysis to be conducted as a two-state model. In fact, the aggregation of labour force states for this purpose is often done because the econometrics is made more tractable. If an unemployment spell is permitted to end with exit to employment or exit from the labour force a competing risks model would be necessary. Identification of the model parameters is much more difficult in such a case. In fact, employment has often been aggregated with not-in-the-labour-force: examples of such work include Darby, Haltiwanger, and Plant (1987) and much of the work of Hasan and deBroucker (1982), (1985). If the analysis must be restricted to a two-state model it seems preferable that unemployment and non-in-the-labour-force be aggregated together. Kiefer (1985), Dynarski and Shefferin (1987) and some of the work of Clark and Summers (1979) are examples of studies that have used such an aggregation.

A number of limitations in the data should be noted. First, the time horizon of the analysis is restricted to one year. Any projections of spell durations beyond this limit are therefore questionable. Second, the co-variates available are limited to demographic, educational, and regional variables. Potentially important determinants of spell duration such as reason for job separation, reservation wages, industry/occupation, and receipt of unemployment insurance payments are not available. Finally, the data may be subject to problems of recall.

Table 1 summarizes the number of completed and truncated spells in each year of the available data. Roughly 60 per cent of the spells are right truncated and there are, by construction, no left truncated spells. The large percentage of incomplete spells is due to the one year horizon of the survey. Most spells beginning in the latter part of the year will, unless they are rather short, be in progress at the time of the survey in January of the following year. Further, the one year horizon in conjunction with the definition of how a spell may be initiated makes it impossible to observe spells longer than 11.5 months. Table 2 presents the sample proportions for each of the

available co-variates by year. The co-variates may be divided into four broad groups: demographic, educational, regional, and the date at which the spell started. The sample proportions are relatively stable throughout the period, but there are some notable exceptions. The fraction of household heads, of males, and of married individuals increases slightly in 1982 at the outset of the recession but returns rather quickly to pre-recession levels in the following years. The major change with respect to age concerns the fact that the proportion of spells incurred by prime aged individuals (those 25-44 years of age) increases over the years while that incurred by younger individuals (15 to 19 years of age) falls. These changes coincide with the 1982 recession. The proportion of spells due to individuals in the oldest age category stays relatively constant. This is also the case for the proportion of spells incurred by individuals that claimed to be students at some point during the year. There is, however, a tendency for a greater fraction of spells to be accounted for by the more educated over time. The proportion of spells due to those with none or elementary education falls from a high of 23.5 per cent in 1978 to a low of 15.1 per cent in 1985, while that due to those with some postsecondary education, postsecondary graduation, or some university rises.[7]

Table 1

Annual Work Patterns Survey Spell Data, 1978-80, 1982-85

Year	Total number of spells	Completed spells		Truncated spells	
1978	9,627	3,722	(38.7)	5,905	(61.3)
1979	9,522	3,592	(37.7)	5,930	(62.3)
1980	9,877	3,843	(38.9)	6,034	(61.1)
1982	14,265	5,789	(40.6)	8,476	(59.4)
1983	12,156	4,857	(40.0)	7,299	(60.0)
1984	12,168	4,593	(37.8)	7,575	(62.2)
1985	11,371	4,483	(39.4)	6,888	(60.6)

(.) Indicates row per cent.

Table 2

Sample Proportions of Co-Variates, AWPS Spell Data, 1978-80, 1982-85

	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Demographic							
Household head	50.2	51.0	51.5	52.8	51.1	50.5	50.7
Not head	49.8	49.0	48.5	47.2	48.9	49.5	49.3
Male	63.9	63.3	65.2	66.8	64.8	63.0	61.9
Female	36.1	36.7	34.8	33.2	35.2	37.0	38.1
Married	58.6	56.7	55.4	59.0	56.2	56.9	56.0
Single	36.5	38.0	39.0	35.4	37.7	36.8	37.2
Other	4.9	5.3	5.6	5.6	6.1	6.3	6.8
35-44 years	14.6	14.6	15.0	17.1	16.5	17.6	17.5
15-19 years	18.6	18.3	18.4	13.7	13.9	11.3	12.6
20-24 years	22.3	22.8	23.0	22.1	23.3	22.9	22.5
25-34 years	27.5	27.5	27.6	29.5	29.8	32.2	31.7
45-54 years	10.6	10.5	10.1	11.4	10.2	10.2	9.4
55-69 years	6.4	6.3	5.9	6.2	6.3	5.8	6.3
Educational							
Not student	86.4	87.2	87.5	88.7	87.9	88.2	87.5
Student	13.6	12.8	12.5	11.3	12.1	11.8	12.5
Some high school	57.2	59.3	58.6	59.1	58.7	58.0	58.8
None or elementary	23.5	21.9	21.6	18.8	17.1	15.5	15.1
Some postsecondary	6.9	6.5	6.9	7.7	8.6	9.2	8.9
Postsecondary grad	7.8	7.9	8.3	9.7	10.4	11.1	11.4
University	4.6	4.4	4.6	4.7	5.2	6.2	5.8
Regional							
Ontario	17.7	18.6	19.4	19.4	17.4	16.6	15.7
Newfoundland	8.8	7.5	7.2	6.6	7.8	7.4	8.2
Prince Edward Island	3.5	3.6	3.1	3.2	3.7	3.2	3.1
Nova Scotia	7.3	6.8	6.9	6.8	7.1	7.3	7.6
New Brunswick	9.3	9.8	9.9	8.5	9.9	9.5	9.2
Quebec	17.3	17.5	17.0	15.9	15.2	15.3	16.5
Manitoba	6.6	6.1	6.4	6.7	6.5	5.4	5.5
Saskatchewan	5.8	5.6	6.3	5.8	7.2	7.4	7.5
Alberta	9.6	10.4	10.5	11.9	11.8	15.2	14.1
British Columbia	14.1	14.1	13.3	15.2	13.4	12.7	12.6
Start Date							
3rd quarter	30.7	28.4	30.0	32.8	32.2	31.7	32.0
1st quarter	12.0	11.5	12.3	12.0	12.5	11.8	11.8
2nd quarter	19.0	19.1	20.7	21.3	20.1	19.2	20.8
4th quarter	38.3	41.0	37.0	33.9	35.2	37.3	35.4

(.) Indicates row per cent.

Corak (1989a) has examined this data set in a preliminary manner by calculating empirical hazard rates and survivor functions over all years but classified by gender, marital status, age, and province. The analysis is repeated here on a disaggregation by year. The derivation of the empirical hazard rates is performed by the life-table method with intervals defined by the one-half month intervals in which the data is measured. The procedure is outlined in Kalbfleisch and Prentice (1982, pp. 15-19) and may be briefly described as follows. If t indexes spell duration and j indexes the duration intervals then the number of individuals that face the possibility of ending their spell of unemployment at the jth interval is $n_j \equiv \Sigma_{t \geq j}(d_t + m_t)$ where d_t represents the number of completed spells of duration t and m_t represents the number of truncated spells of similar duration. The life-table estimator of the conditional probability that a spell will end during interval j is given as $\hat{h}_j = d_j/[n_j - m_j/2]$. This is simply the number of spells that actually end during the interval divided by the number of spells that could potentially have ended adjusted for the fact that not all of the n_j spells are at risk of ending for the entire interval, and is often referred to as the hazard rate.

Table 3 presents the results of such a derivation and Figure 1 plots the hazard rates by spell duration for the aggregate data set.[8] The hazard rises sharply during the first month of unemployment and then falls just as sharply during the second month. It continues to fall after two months but with a decreasing rate, and taking into account the standard errors of the estimates is pretty much constant after four or five months of unemployment. There is a tendency for it to fall after 10 months but it is likely that this is due to the fact that there are relatively few observations lasting that long. Although there are variations in the level of the hazard this general pattern holds for all of the years under analysis. The most likely explanation for the spike in the hazard during the 0.5 to 1.0 month interval concerns problems of recall. It is probable that respondents experiencing spells of unemployment that last less than one month report them as being one month in length.[9]

A more rigorous assessment of the shape of the hazard may be obtained by considering the survivor function and some explicit functional forms. The empirical survivor function is readily derived from knowledge of the hazard rates as $\hat{G}_t = \Pi_{j=1}^{t}(1-\hat{h}_j)$. If the hazard is a constant, say γ, then spell durations are distributed as

Table 3

Empirical Hazard Rates, AWPS Data, 1978-80, 1982-85

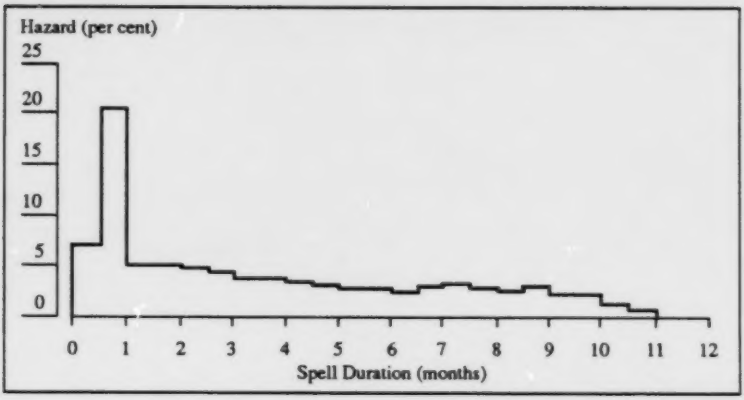
Duration interval (months)	All years	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
0.0 to 0.5	0.0703 (0.0009)	0.0652 (0.0026)	0.0722 (0.0027)	0.0757 (0.0027)	0.0719 (0.0022)	0.0703 (0.0024)	0.0645 (0.0023)	0.0726 (0.0025)
0.5 to 1.0	0.2031 (0.0016)	0.2048 (0.0046)	0.2085 (0.0047)	0.2023 (0.0045)	0.2033 (0.0036)	0.2069 (0.0040)	0.1960 (0.0040)	0.2010 (0.0041)
1.0 to 1.5	0.0504 (0.0010)	0.0521 (0.0029)	0.0548 (0.0031)	0.0486 (0.0028)	0.0524 (0.0023)	0.0484 (0.0025)	0.0509 (0.0025)	0.0463 (0.0025)
1.5 to 2.0	0.0486 (0.0011)	0.0477 (0.0030)	0.0475 (0.0031)	0.0477 (0.0030)	0.0514 (0.0025)	0.0491 (0.0027)	0.0456 (0.0026)	0.0499 (0.0028)
2.0 to 2.5	0.0475 (0.0011)	0.0547 (0.0035)	0.0500 (0.0035)	0.0484 (0.0032)	0.0468 (0.0026)	0.0434 (0.0027)	0.0482 (0.0028)	0.0434 (0.0028)
2.5 to 3.0	0.0435 (0.0012)	0.0430 (0.0034)	0.0420 (0.0034)	0.0496 (0.0035)	0.0429 (0.0027)	0.0438 (0.0029)	0.0416 (0.0027)	0.0426 (0.0030)
3.0 to 3.5	0.0369 (0.0012)	0.0403 (0.0035)	0.0409 (0.0036)	0.0323 (0.0031)	0.0411 (0.0028)	0.0337 (0.0028)	0.0327 (0.0027)	0.0375 (0.0030)
3.5 to 4.0	0.0366 (0.0012)	0.0367 (0.0036)	0.0380 (0.0038)	0.0367 (0.0036)	0.0334 (0.0028)	0.0435 (0.0034)	0.0337 (0.0030)	0.0356 (0.0032)
4.0 to 4.5	0.0326 (0.0013)	0.0339 (0.0038)	0.0343 (0.0039)	0.0422 (0.0041)	0.0293 (0.0028)	0.0303 (0.0031)	0.0327 (0.0032)	0.0285 (0.0031)
4.5 to 5.0	0.0301 (0.0013)	0.0316 (0.0040)	0.0218 (0.0034)	0.0332 (0.0040)	0.0315 (0.0031)	0.0311 (0.0034)	0.0307 (0.0034)	0.0289 (0.0034)
5.0 to 5.5	0.0267 (0.0013)	0.0317 (0.0043)	0.0347 (0.0046)	0.0299 (0.0040)	0.0257 (0.0030)	0.0212 (0.0030)	0.0262 (0.0033)	0.0215 (0.0032)
5.5 to 6.0	0.0263 (0.0015)	0.0227 (0.0040)	0.0209 (0.0040)	0.0255 (0.0041)	0.0255 (0.0033)	0.0311 (0.0040)	0.0263 (0.0037)	0.0296 (0.0041)
6.0 to 6.5	0.0235 (0.0016)	0.0269 (0.0048)	0.0258 (0.0049)	0.0257 (0.0046)	0.0178 (0.0031)	0.0229 (0.0038)	0.0238 (0.0039)	0.0253 (0.0043)
6.5 to 7.0	0.0262 (0.0018)	0.0210 (0.0046)	0.0227 (0.0050)	0.0269 (0.0050)	0.0291 (0.0042)	0.0314 (0.0048)	0.0194 (0.0038)	0.0303 (0.0051)
7.0 to 7.5	0.0290 (0.0020)	0.0331 (0.0063)	0.0257 (0.0058)	0.0305 (0.0058)	0.0182 (0.0037)	0.0336 (0.0054)	0.0308 (0.0052)	0.0342 (0.0060)
7.5 to 8.0	0.0278 (0.0022)	0.0352 (0.0071)	0.0223 (0.0059)	0.0270 (0.0060)	0.0310 (0.0052)	0.0231 (0.0050)	0.0238 (0.0050)	0.0327 (0.0064)
8.0 to 8.5	0.0240 (0.0022)	0.0306 (0.0073)	0.0226 (0.0065)	0.0232 (0.0061)	0.0180 (0.0045)	0.0175 (0.0048)	0.0247 (0.0056)	0.0354 (0.0074)
8.5 to 9.0	0.0256 (0.0026)	0.0283 (0.0081)	0.0242 (0.0076)	0.0237 (0.0071)	0.0187 (0.0051)	0.0241 (0.0064)	0.0312 (0.0070)	0.0313 (0.0080)
9.0 to 9.5	0.0205 (0.0027)	0.0166 (0.0074)	0.0134 (0.0067)	0.0089 (0.0051)	0.0270 (0.0071)	0.0191 (0.0067)	0.0281 (0.0077)	0.0232 (0.0081)
9.5 to 10.0	0.0222 (0.0034)	0.0130 (0.0089)	0.0139 (0.0080)	0.0167 (0.0083)	0.0281 (0.0088)	0.0198 (0.0080)	0.0322 (0.0095)	0.0196 (0.0087)
10.0 to 10.5	0.0089 (0.0027)	0.0137 (0.0096)	0.0074 (0.0074)	0.0000 (..)	0.0095 (0.0067)	0.0050 (0.0050)	0.0183 (0.0091)	0.0056 (0.0056)
10.5 to 11.0	0.0044 (0.0025)	0.0000 (..)	0.0137 (0.0136)	0.0000 (..)	0.0086 (0.0086)	0.0000 (..)	0.0000 (..)	0.0097 (0.0097)
11.0 to 11.5	0.0000 (..)	0.0000 (..)	0.0000 (..)	0.0000 (..)	0.0000 (..)	0.0000 (..)	0.0000 (..)	0.0000 (..)

(.) Indicates standard error.

(..) Indicates undefined.

Chart 1

Empirical Hazard Rates, AWPS Data, 1978-80, 1982-85



an exponential distribution and therefore the survivor function takes the form $G_t = exp(-\gamma t)$. Taking natural logarithms of this expression yields the suggestion that a least squares regression of $-ln(G_t)$ on t should yield a perfect fit through the origin with the coefficient on t representing an estimate of γ. The Weibull distribution, on the other hand, permits the hazard to monotonically increase or decrease with spell duration. In this case the hazard takes the form given by $h_t = \gamma\alpha t^{\alpha-1}$, rising if α is greater than 1, falling if it is less than 1, and constant when α is equal to 1. The associated survivor function is $G_t = exp(-\gamma t^{\alpha})$ which suggests that $ln(-lnG_t) = ln\gamma + \alpha lnt$, and the R^2 from a least squares regression will once again offer a test of the appropriateness of the assumed functional form.[10] Finally, the log logistic is a functional form that permits the hazard to both rise and fall with spell duration. In this case the hazard is given as $h_t = \gamma\alpha t^{\alpha-1}/(1+\gamma t^{\alpha})$ and the survivor function is $G_t = 1/(1+\gamma t^{\alpha})$. The latter may be estimated by non-linear least squares.

The empirical survivor functions derived from the data in Table 3 are presented in Table 4, and the results from the regressions testing each of the above functional forms is presented in Table 5. The low values of the R^2 in panels 1 and 2 of this table suggest that both the exponential and the Weibull models are inappropriate, while the fit of the log logistic model is nearly perfect.[11] This confirms the visual

impression obtained by a simple examination of the empirical hazard rates, and should not be taken to offer actual estimates of the parameters in question because of the heterogenous nature of the data. When the number of co-variates is small a reasonable means of proceeding is to sub-divide the data and conduct the analysis on each group separately. This is not feasible in the present case. The alternative of estimating fully parametric models of spell duration is pursued in the following section.

Methodology and Estimation Results

Accelerated failure time models are described by Cox and Oakes (1984, pp. 62-70, 85-87), and Kalbfleisch and Prentice (1980, pp. 33-35, 54-62), and have been employed in studies of unemployment spell durations by *inter alia* Addison and Portugal (1987). Proportional hazards models have, at least since the work of Lancaster (1979), been the preferred method for such studies, but the two methods are in fact equivalent when the exponential or Weibull distributions are assumed, which is more often than not the case.[12] Briefly, it is assumed that spell duration is influenced multiplicatively by the explanatory variables, or equivalently that the natural logarithm of spell duration is linearly related to them. If t indexes spell duration then

$$t = exp(X\beta)t_0^{\sigma}$$

$$lnt = X\beta + \sigma\epsilon \qquad (1)$$

where ϵ may be thought of as an error with probability density function $g(.)$, σ is a scale parameter, $t_0 = exp(\epsilon)$, and X is a vector of co-variates the first element of which signifies a constant. The main concern in the present analysis is to obtain estimates of β, which, with a change of sign, may also be thought of as parameters of the hazard function. When the data set consists of truncated spell lengths least squares estimation of (1) will be biased and inefficient and resort must be made to maximum likelihood. In such cases the contribution to the likelihood of a completed unemployment spell will be the density $g((lnt\text{-}X\beta)/\sigma)$ while that of a truncated spell will be a probability given by the survivor function $G(.)$.[13] The above sources offer details on the estimation procedure. In what follows the estimation is conducted by year for the exponential, Weibull, log logistic,

Table 4

Empirical Survivor Functions, AWPS Data, 1978-80, 1982-85

Duration interval (months)	All years	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
0.0 to 0.5	1.0000 (0.0000)	1.0000 (0.0000)	1.0000 (0.0000)	1.0000 (0.0000)	1.0000 (0.0000)	1.0000 (0.0000)	1.0000 (0.0000)	1.0000 (0.0000)
0.5 to 1.0	0.9297 (0.0009)	0.9348 (0.0026)	0.9278 (0.0027)	0.9243 (0.0027)	0.9282 (0.0022)	0.9297 (0.0024)	0.9355 (0.0023)	0.9274 (0.0025)
1.0 to 1.5	0.7409 (0.0016)	0.7434 (0.0047)	0.7344 (0.0049)	0.7373 (0.0047)	0.7394 (0.0038)	0.7373 (0.0042)	0.7521 (0.0041)	0.7410 (0.0043)
1.5 to 2.0	0.7036 (0.0017)	0.7047 (0.0050)	0.6942 (0.0051)	0.7015 (0.0049)	0.7007 (0.0040)	0.7017 (0.0043)	0.7138 (0.0044)	0.7067 (0.0045)
2.0 to 2.5	0.6694 (0.0018)	0.6711 (0.0052)	0.6612 (0.0053)	0.6680 (0.0051)	0.6647 (0.0042)	0.6672 (0.0045)	0.6813 (0.0046)	0.6714 (0.0047)
2.5 to 3.0	0.6376 (0.0019)	0.6344 (0.0054)	0.6281 (0.0056)	0.6357 (0.0054)	0.6336 (0.0043)	0.6385 (0.0047)	0.6484 (0.0048)	0.6422 (0.0049)
3.0 to 3.5	0.6099 (0.0019)	0.6071 (0.0056)	0.6018 (0.0058)	0.6042 (0.0056)	0.6065 (0.0045)	0.6103 (0.0049)	0.6214 (0.0049)	0.6149 (0.0050)
3.5 to 4.0	0.5874 (0.0020)	0.5827 (0.0058)	0.5772 (0.0059)	0.5847 (0.0057)	0.5816 (0.0046)	0.5897 (0.0050)	0.6011 (0.0051)	0.5918 (0.0052)
4.0 to 4.5	0.5658 (0.0021)	0.5613 (0.0060)	0.5552 (0.0061)	0.5633 (0.0059)	0.5621 (0.0047)	0.5641 (0.0052)	0.5809 (0.0052)	0.5708 (0.0054)
4.5 to 5.0	0.5474 (0.0021)	0.5423 (0.0061)	0.5362 (0.0063)	0.5395 (0.0061)	0.5457 (0.0049)	0.5470 (0.0053)	0.5619 (0.0054)	0.5545 (0.0055)
5.0 to 5.5	0.5310 (0.0022)	0.5252 (0.0063)	0.5245 (0.0064)	0.5216 (0.0062)	0.5285 (0.0050)	0.5300 (0.0055)	0.5447 (0.0055)	0.5385 (0.0057)
5.5 to 6.0	0.5168 (0.0022)	0.5085 (0.0065)	0.5063 (0.0066)	0.5061 (0.0064)	0.5149 (0.0051)	0.5187 (0.0056)	0.5304 (0.0057)	0.5269 (0.0058)
6.0 to 6.5	0.5032 (0.0023)	0.4970 (0.0067)	0.4957 (0.0068)	0.4932 (0.0066)	0.5018 (0.0053)	0.5026 (0.0058)	0.5165 (0.0059)	0.5113 (0.0060)
6.5 to 7.0	0.4914 (0.0024)	0.4836 (0.0069)	0.4830 (0.0071)	0.4805 (0.0068)	0.4928 (0.0054)	0.4911 (0.0060)	0.5042 (0.0061)	0.4984 (0.0063)
7.0 to 7.5	0.4785 (0.0025)	0.4735 (0.0072)	0.4720 (0.0073)	0.4675 (0.0070)	0.4785 (0.0057)	0.4756 (0.0063)	0.4945 (0.0063)	0.4833 (0.0066)
7.5 to 8.0	0.4646 (0.0026)	0.4578 (0.0075)	0.4599 (0.0076)	0.4533 (0.0073)	0.4698 (0.0058)	0.4597 (0.0066)	0.4792 (0.0066)	0.4667 (0.0070)
8.0 to 8.5	0.4517 (0.0027)	0.4417 (0.0080)	0.4496 (0.0079)	0.4410 (0.0076)	0.4552 (0.0062)	0.4490 (0.0068)	0.4678 (0.0069)	0.4515 (0.0074)
8.5 to 9.0	0.4409 (0.0028)	0.4281 (0.0084)	0.4394 (0.0083)	0.4308 (0.0079)	0.4470 (0.0064)	0.4412 (0.0071)	0.4563 (0.0072)	0.4355 (0.0079)
9.0 to 9.5	0.4296 (0.0030)	0.4160 (0.0088)	0.4288 (0.0087)	0.4206 (0.0083)	0.4387 (0.0067)	0.4306 (0.0074)	0.4420 (0.0077)	0.4219 (0.0084)
9.5 to 10.0	0.4208 (0.0032)	0.4091 (0.0092)	0.4231 (0.0091)	0.4169 (0.0085)	0.4268 (0.0072)	0.4224 (0.0078)	0.4297 (0.0082)	0.4121 (0.0089)
10.0 to 10.5	0.4114 (0.0034)	0.4017 (0.0097)	0.4172 (0.0096)	0.4099 (0.0091)	0.4148 (0.0079)	0.4140 (0.0084)	0.4158 (0.0089)	0.4040 (0.0094)
10.5 to 11.0	0.4077 (0.0035)	0.3963 (0.0104)	0.4141 (0.0100)	0.4099 (0.0091)	0.4109 (0.0083)	0.4120 (0.0086)	0.4082 (0.0095)	0.4017 (0.0096)
11.0 to 11.5	0.4060 (0.0037)	0.3963 (0.0104)	0.4094 (0.0114)	0.4099 (0.0091)	0.4073 (0.0090)	0.4120 (0.0086)	0.4082 (0.0095)	0.3978 (0.0103)

(.) Indicates standard error.

Table 5

Summary Least Squares Regressions on Empirical Survival Density Functions, AWPS Spells Data, 1978-80, 1982-85

Model	All years	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Dependent variable: -*ln*(Survival)								
gamma	0.0942	0.0967	0.0949	0.0958	0.0937	0.0941	0.0915	0.0946
	(26.4)	(27.7)	(24.2)	(25.6)	(25.2)	(25.6)	(28.2)	(28.7)
R^2	0.7861	0.8106	0.7363	0.7708	0.7582	0.7729	0.8166	0.8245
Dependent variable: *ln*(-*ln*[Survival])								
alpha	0.7532	0.7841	0.7356	0.7442	0.7379	0.7481	0.7721	0.7575
	(10.5)	(10.5)	(10.0)	(10.9)	(10.3)	(10.3)	(10.6)	(11.2)
*ln*gamma	-1.800	-1.838	-1.752	-1.766	-1.774	-1.791	-1.870	-1.810
	(14.1)	(13.7)	(13.4)	(14.6)	(13.8)	(13.9)	(14.4)	(15.0)
R^2	0.8398	0.8375	0.8252	0.8496	0.8323	0.8347	0.8404	0.8556
Dependent variable: Survival								
alpha	0.8629	0.8905	0.8426	0.8661	0.8450	0.8568	0.8695	0.8792
	(16.1)	(16.6)	(14.8)	(16.1)	(15.3)	(15.7)	(16.6)	(16.9)
gamma	0.1963	0.9123	0.2076	0.2002	0.2023	0.1984	0.1848	0.1898
	(10.0)	(10.1)	(9.54)	(10.1)	(9.77)	(9.89)	(10.2)	(10.4)
R^2	0.9530	0.9563	0.9448	0.9532	0.9480	0.9507	0.9562	0.9579

(.) Indicates absolute value of t-statistic.
ln Indicates natural logarithm.
R^2 Indicates the degrees of freedom adjusted R^2.

Panels 1 and 2 are results from a least squares regression, while Panel 3 are results from non-linear least squares.

and log normal distributions. Characteristics of these distributions and their representation in log-linear models of spell duration are catalogued in Kalbfleisch and Prentice (1980, pp. 21-301). Cox's proportional hazards linear regression model is also employed (1972). This is a distribution free method based upon the ranking of spell durations.[14]

For the sake of brevity the results for each of the five models for 1980 are summarized in Table 6. The results for all distributions over all of the years are available from the author. The omitted categories in these models are given by the variables listed first in each of the groupings of Table 2, thus the reference category is: household head, male, married, 35-44 years of age, not currently a student, some high school education, Ontario resident, with an unemployment spell that began in the third quarter of the year. The parameter estimates, whenever they prove to be significant, are robust over the distributions, the exceptions being the intercept term and the dummy variables associated with the quarter in which the spell started. This suggests that the models will yield different estimates of location. All of the other significant variables have the same sign and are within one standard deviation of each other in magnitude.[15] This result is in contrast with those obtained by Addison and Portugal (1987) in a study of unemployment durations from a U.S. survey of displaced workers drawn from the Current Population Survey, but in broad agreement with those of Dynarski and Sheffrin (1987).

For the purposes of summarizing the results over the seven years under study attention may be focused upon a single distribution. On the basis of the results reported in the previous section the log logistic distribution is chosen. Table 7 presents the results of the estimation of this model for each year. Many of the parameters are subject to change in their significance levels and even their sign. In some years individuals that were not household heads suffered shorter spells than household heads, sometimes longer spells, and sometimes spells that were not significantly different. In this data set gender does not appear to play a significant role in determining spell duration, except perhaps in 1978 when females experienced longer spells and 1982 when they experienced shorter spells. This result is perhaps not too surprising if one recalls that the definition of unemployment being used likely incorporates periods of withdrawal from the labour force. There are also no simple statements to be made about the role of marital status except for the fact that during

1982 at the height of the recession married individuals tended to have shorter spell durations than their counterparts.

However, one of the most significant results presented in this table concerns the importance of age in determining spell duration. Before and during 1982 both the young and the old, the 15 and 24 and the 55-69 year old groups, had significantly longer unemployment spells than the prime age group, the 35-44 year olds. The coefficients for 15-19 year olds and 20-24 year olds rivals and often is larger than that of the 55-69 year old group. After 1982 this pattern changes. The young no longer experience spells any different in length than the prime age group, while the situation of the old becomes worse as their coefficient values rise to reach the highest levels for all age groups over all years. Indeed, this is the only group, with the exception of 25-34 year olds in 1983, for which age plays a significant role at all during the post-1982 period.

In one sense the fact that the 55-69 year olds experience significantly longer spells throughout the period under study should not come as too great a surprise. The definition of unemployment that is being used would permit retirement to be captured as a part of the unemployment spell. However, this retirement comes only after the individual spent some time searching for another job after the initial job separation so that in one sense it might be thought of as the result of discouragement or involuntary in nature rather than of disability or voluntary. Further, this possibility applies mostly to the individuals approaching or older than 65 years of age, a group that represents a very small fraction of the data set. What is important is the change in the environment faced by this group over the course of the sample period. The probability of exit from unemployment for this group fell sharply vis-à-vis other groups after the 1982 recession. This suggests that one mode of adjustment to the shocks that took place at this time involved the displacement of high tenure workers that were then forced into permanent or semi-permanent retirement. The subsequent recovery did little to change this serving only to reduce the exit rates of the more adaptable younger cohorts. Finally, it should be stressed that this discussion refers only to the oldest of the age categories, the behaviour of those 45 to 54 years old, a group often cited as requiring targeted assistance, is never significantly different from the 35-44 year old group.[16]

Education, like age, has been the subject of much recent concern

Table 6

Maximum Likelihood Estimates, AWPS Spell Data, 1980

	Functional form				
Model	Exponential	Weibull	Log-logistic	Log normal	Proportional hazards
Intercept	1.933* (0.06209)	2.030* (0.07243)	1.499* (0.07269)	1.556* (0.06957)	
Not head	0.1296* (0.04174)	0.1453* (0.04832)	0.1898* (0.04989)	0.1652* (0.04681)	-0.1203* (0.04191)
Female	0.04472 (0.03999)	0.04834 (0.04625)	0.05021 (0.04741)	0.04267 (0.04438)	-0.03416 (0.04012)
Single	-0.1188* (0.04497)	-0.1319* (0.05200)	-0.1137* (0.05371)	-0.09098* (0.05025)	0.08933* (0.04505)
Other marital	-0.005861 (0.07135)	-0.005751 (0.08254)	0.02791 (0.08578)	0.02287 (0.08118)	-0.0005781 (0.07162)
15-19 years	0.2368* (0.07475)	0.2676* (0.08653)	0.2895* (0.08892)	0.2413* (0.08352)	-0.2053* (0.07501)
20-24 years	0.2247* (0.05988)	0.2483* (0.06927)	0.2258* (0.07155)	0.1787* (0.06680)	-0.1704* (0.05996)
25-34 years	0.04584 (0.05114)	0.05359 (0.05914)	0.07983 (0.06161)	0.05980 (0.05815)	-0.04801 (0.05122)
45-54 years	-0.03448 (0.06479)	-0.03471 (0.07488)	0.01219 (0.07722)	0.004673 (0.07326)	0.01165 (0.06474)
55-69 years	0.1587* (0.08074)	0.1742* (0.09337)	0.1762* (0.09598)	0.1513* (0.08954)	-0.1300* (0.08082)
Student	-0.1701* (0.05893)	-0.1879* (0.06824)	-0.2263* (0.06993)	-0.1974* (0.06595)	0.1314* (0.05924)
Elementary	-0.03841 (0.04550)	-0.04163 (0.05263)	-0.05819 (0.05393)	-0.05563 (0.05062)	0.02592 (0.04558)
Postsecondary	0.004935 (0.06524)	0.006982 (0.07543)	-0.02360 (0.07812)	-0.02117 (0.07296)	-0.002043 (0.06528)
Postsecondary grad	-0.1547* (0.05824)	-0.1700* (0.06735)	-0.1459* (0.06982)	-0.1283* (0.06658)	0.1133* (0.05826)
University	0.003110 (0.07542)	0.0007567 (0.08720)	-0.05768 (0.09169)	-0.04973 (0.08579)	0.01211 (0.07545)
Newfoundland	0.1945* (0.07104)	0.2089* (0.08213)	0.1877* (0.08436)	0.1624* (0.07847)	-0.1460* (0.07103)
Prince Edward Island	0.1438 (0.1020)	0.1527 (0.1180)	0.1292 (0.1200)	0.1180 (0.1117)	-0.1138 (0.1021)
Nova Scotia	0.2703* (0.07471)	0.29720* (0.08641)	0.3062* (0.08748)	0.2612* (0.08117)	-0.2151* (0.07473)
New Brunswick	0.03548 (0.06190)	0.03522 (0.07155)	0.04092 (0.07351)	0.03404 (0.06946)	-0.03182 (0.06186)

Table 6 (Cont'd.)

	Functional form				
Model	Exponential	Weibull	Log-logistic	Log normal	Proportional hazards
Quebec	0.4137*	0.4598*	0.4954*	0.4329*	-0.3464*
	(0.05634)	(0.06528)	(0.06572)	(0.06135)	(0.05634)
Manitoba	0.01701	0.01381	-0.001669	-0.0006485	0.0005766
	(0.07207)	(0.08331)	(0.08601)	(0.08103)	(0.07205)
Saskatchewan	0.02256	0.02380	0.03412	0.03811	-0.02231
	(0.07540)	(0.08717)	(0.08830)	(0.08344)	(0.07543)
Alberta	0.01390	0.01239	0.003927	-0.001020	0.005222
	(0.05314)	(0.06973)	(0.07198)	(0.06791)	(0.06034)
British Columbia	-0.04343	-0.05284	-0.07245	-0.06799	0.04784
	(0.05459)	(0.06311)	(0.06569)	(0.06223)	(0.05458)
1st quarter	-0.2849*	-0.4096*	-0.6558*	-0.5720*	0.5764*
	(0.04563)	(0.05421)	(0.05720)	(0.05448)	(0.04630)
2nd quarter	-0.2394*	-0.3310*	-0.4640*	-0.4333*	0.4448*
	(0.04074)	(0.04799)	(0.04924)	(0.04684)	(0.04112)
4th quarter	0.2021*	0.3721*	0.3063*	0.2961*	-0.5691*
	(0.05389)	(0.06476)	(0.05622)	(0.05120)	(0.05468)
Scale parameter	1.0	1.156	0.8859	1.457	
		(0.01614)	(0.01194)	(0.01827)	
ln likelihood	-10,364.8	-10,307.5	-9,966.73	-9,752.94	

(.) Indicates standard error.
* Indicates that parameter differs from zero with at least 10 per cent significance.

with regard to the way in which the labour sector adjusts. In general, the results suggest that there is no simple relationship between education levels and unemployment spell durations. Individuals that claim to be students at some point during the year experience, as expected, significantly shorter unemployment spells, the only exception to this tendency occurring in 1985. However, educational levels per se are for the most part not significant during 1978 through 1980. During 1982 the results suggest that the greater the educational level the longer the unemployment spell. Individuals with none or elementary education experienced shorter spells than those with some high school, while those with some postsecondary and some university experienced longer spells. Postsecondary graduates had spells that were not significantly different than individuals with some high school. With the beginning of recovery in 1983 this pattern reverses itself: the

Table 7

Maximum Likelihood Estimates, Log Logistic Model, 1978-80, 1982-85

Model	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Intercept	1.607*	1.664*	1.499*	1.524*	1.591*	1.844*	1.747*
	(0.07471)	(0.07783)	(0.07269)	(0.05853)	(0.06656)	(0.06877)	(0.07230)
Not head	-0.1173*	-0.03724	0.1898*	0.1886*	0.1751*	0.01406	0.03627
	(0.04989)	(0.05111)	(0.04989)	(0.04194)	(0.04453)	(0.04363)	(0.04503)
Female	0.1475*	0.02967	0.05021	-0.07841*	-0.03649	0.04091	0.04648
	(0.04715)	(0.04825)	(0.04741)	(0.04057)	(0.04205)	(0.04196)	(0.04300)
Single	-0.01811	0.03956	-0.1137*	0.1487*	0.01440	0.04284	0.04784
	(0.05427)	(0.05531)	(0.05371)	(0.04557)	(0.04855)	(0.04823)	(0.05005)
Other marital	-0.02837	0.1579*	0.02791	0.1245*	0.1758*	-0.1358*	0.08942
	(0.09031)	(0.09156)	(0.08578)	(0.07095)	(0.07599)	(0.07365)	(0.07466)
15-19 years	0.2524*	0.05216	0.2895*	0.1349*	0.03012	0.03680	-0.08601
	(0.08810)	(0.09141)	(0.08892)	(0.07593)	(0.08440)	(0.08685)	(0.08825)
20-24 years	0.2246*	0.1376*	0.2258*	0.07352	0.07084	0.07224	0.007955
	(0.07096)	(0.07329)	(0.07155)	(0.0709)	(0.06341)	(0.06336)	(0.06484)
25-34 years	0.04289	0.06628	0.07983	-0.01093	0.1317*	0.03328	0.05798
	(0.06165)	(0.06455)	(0.06161)	(0.04787)	(0.05281)	(0.05234)	(0.05395)
45-54 years	-0.02613	0.002554	0.01219	-0.05294	0.05730	-0.1083	0.001885
	(0.07673)	(0.07763)	(0.07722)	(0.05924)	(0.06763)	(0.06814)	(0.07291)
55-69 years	0.1762*	0.1823*	0.1762*	0.1406*	0.2911*	0.3143*	0.2376*
	(0.09278)	(0.09589)	(0.09598)	(0.07475)	(0.08283)	(0.08875)	(0.08532)
Student	-0.1935*	-0.1369*	-0.2263*	-0.2755*	-0.09540	-0.1984*	0.04347
	(0.06764)	(0.06994)	(0.06993)	(0.05970)	(0.06401)	(0.06417)	(0.06852)
None or elem	0.06431	-0.03977	-0.05819	-0.1004*	-0.05882	0.03773	0.06243
	(0.05205)	(0.05469)	(0.05393)	(0.04540)	(0.05148)	(0.05483)	(0.05707)
Some postsec	0.01356	-0.04100	-0.02360	0.1461*	-0.1483*	-0.03597	-0.04780
	(0.07515)	(0.07932)	(0.07812)	(0.06176)	(0.06173)	(0.06181)	(0.06494)
Postsec grad	-0.003029	0.08298	-0.1459*	-0.08538	-0.1661*	-0.1060*	-0.07444
	(0.07204)	(0.07602)	(0.06982)	(0.05412)	(0.05684)	(0.05670)	(0.05822)
University	-0.08036	0.08504	-0.05768	0.1744*	-0.16997*	-0.06818	-0.05280
	(0.09048)	(0.09557)	(0.09169)	(0.07698)	(0.07683)	(0.07309)	(0.07689)
Newfound-land	0.3673*	0.3282*	0.1877*	0.3235*	0.06881	0.2798*	-0.04625
	(0.08199)	(0.08901)	(0.08436)	(0.07527)	(0.07569)	(0.08178)	(0.07916)
P.E.I.	-0.09498	0.06242	0.1292	-0.006061	-0.03612	0.02187	0.07766
	(0.1073)	(0.1121)	(0.1200)	(0.09519)	(0.1004)	(0.1065)	(0.1144)
Nova Scotia	0.1597*	0.08813	0.3062*	0.1220*	-0.05432	-0.04829	-0.05082
	(0.08356)	(0.08825)	(0.08748)	(0.07083)	(0.7720)	(0.07814)	(0.07885)
New Brun-swick	0.1441	0.06534	0.04092	-0.07926	-0.2526*	-0.1794*	-0.04815
	(0.07836)	(0.07624)	(0.07351)	(0.06359)	(0.06682)	(0.06964)	(0.07423)
Quebec	0.2874*	0.3253*	0.4954*	0.1485*	0.1364*	0.1720*	0.1554*
	(0.06481)	(0.06650)	(0.06573)	(0.05368)	(0.06159)	(0.06373)	(0.06398)
Manitoba	-0.1264	-0.06674	-0.001669	0.05103	-0.05797	0.08482	-0.02158
	(0.08456)	(0.08815)	(0.08601)	(0.07074)	(0.07872)	(0.08794)	(0.08814)

Table 7 (Cont'd.)

Model	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Saskat-chewan	-0.02554 (0.09125)	-0.1904* (0.09187)	0.03412 (0.08830)	0.1330* (0.7666)	-0.07496 (0.07572)	-0.08029 (0.07710)	0.05643 (0.08012)
Alberta	-0.07286 (0.07438)	-0.07142 (0.07378)	0.003927 (0.07198)	0.04433 (0.05806)	0.1079* (0.06511)	-0.03890 (0.06174)	-0.007412 (0.06522)
British Columbia	-0.1783* (0.06430)	-0.05206 (0.06721)	-0.07245 (0.06569)	-0.1195* (0.05219)	-0.1558* (0.06092)	-0.2491* (0.06289)	-0.08841 (0.06663)
1st quarter	-0.7297* (0.05698)	-0.8521* (0.05959)	-0.6558* (0.05720)	-0.4391* (0.04798)	-0.5078* (0.05131)	-0.6058* (0.05316)	-0.7645* (0.05427)
2nd quarter	-0.3695* (0.04966)	-0.5466* (0.05140)	-0.4640* (0.04924)	-0.2405* (0.04006)	-0.2561* (0.04444)	-0.4311* (0.04560)	-0.5358* (0.04601)
4th quarter	0.1904* (0.05308)	0.1586* (0.05423)	0.3063* (0.05622)	0.2621* (0.04437)	0.3256* (0.04886)	0.08533* (0.04820)	0.2165* (0.05113)
Scale	0.8648 (0.01187)	0.8735 (0.01217)	0.8858 (0.01194)	0.9005 (0.009967)	0.8994 (0.01086)	0.8950 (0.01109)	0.9014 (0.01132)
ln like-lihood	-9,628.45	-9,352.76	-9,966.73	-15,251	-12,781.3	-12,234.2	-11,811.5

(.) Indicates standard error.

* Indicates that parameter differs from zero with at least 10 per cent significance.

Table 8

Estimated Log Logistic Survivor Functions, 1978-80, 1982-85, Sample Average and by Selected Age Groups

Survival quantile	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Sample average							
0.90	0.63	0.65	0.62	0.66	0.64	0.61	0.68
0.75	1.63	1.70	1.63	1.78	1.72	1.63	1.84
0.50	4.22	4.43	4.31	4.78	4.61	4.37	4.95
0.25	10.90	11.60	11.40	12.90	12.40	11.70	13.40
0.10	28.20	30.20	30.20	34.60	33.30	31.20	36.00
15-19 years							
0.90	0.73	0.64	0.72	0.72	0.60	0.60	0.61
0.75	1.88	1.66	1.91	1.94	1.61	1.60	1.63
0.50	4.85	4.33	5.05	5.22	4.32	4.28	4.39
0.25	12.60	11.30	13.40	14.00	11.60	11.40	11.80
0.10	32.50	29.50	35.30	37.70	31.10	30.60	31.80
35-44 years							
0.90	0.56	0.60	0.54	0.63	0.58	0.58	0.66
0.75	1.46	1.58	1.43	1.70	1.56	1.54	1.78
0.50	3.77	4.11	3.78	4.56	4.19	4.12	4.78
0.25	9.75	10.70	10.00	12.30	11.30	11.00	12.90
0.10	25.20	28.00	26.50	33.00	30.20	29.50	34.70
55-69 years							
0.90	0.67	0.72	0.64	0.73	0.78	0.79	0.84
0.75	1.74	1.89	1.70	1.95	2.09	2.11	2.25
0.50	4.50	4.94	4.51	5.25	5.60	5.64	6.07
0.25	11.60	12.90	11.90	14.10	15.10	15.10	16.30
0.10	30.10	33.70	31.60	38.00	40.40	40.30	44.00

Table entries are months of unemployment.

greater the educational level the shorter the unemployment spell. After 1983 the significance of the education variables essentially disappears. Thus, except for periods of severe shocks the difference in unemployment rates by education must be based upon differences in spell incidence and not spell duration. This is in accord with the results obtained by Kiefer (1985, pp. 149-50) and others, but it does suggest that such findings depend upon the cyclical state of the economy.

Provincial differences in spell durations are also rather weak. The most notable pattern concerns the fact that regardless of the year individuals from Quebec tend to have longer spells than their Ontario counterparts. To a slightly less extent this is also true for those from Newfoundland, while there is a tendency for residents of British Columbia to have shorter spells. These exceptions aside, it would appear that the duration of unemployment does not vary greatly between the provinces. Furthermore, there is a slight tendency for the Quebec and Newfoundland coefficients to decrease in magnitude during the post-1982 period. To the extent that diversity in the provincial patterns of labour sector recovery became apparent during this period, these results suggest that the incidence of unemployment rather than spell duration is the major cause. The fact that the British Columbia coefficient becomes slightly greater in absolute value lends further support to this possibility since this province was among the most disadvantaged over this period. At the same time the alternative definition of unemployment used in this data may limit the validity of the comparison to the aggregate unemployment rate.

The coefficients associated with the dummy variables indicating the quarter in which the unemployment spell began are as a group the most significant in magnitude, and indicate that spell length increases the later the start date. This appears to be so for all specifications over all years. Dynarski and Shefferin (1987) also report such a finding. The most likely explanation is that these variables capture the influence of uncontrolled heterogeneity possibly associated with industry effects, reason for job separation, and seasonality. Heterogeneity has been an important theme in the analysis of unemployment spell durations and, if left uncontrolled, has potentially serious consequences for the properties of the estimates and their standard errors, and biases the results toward a finding of negative duration dependence ([Kiefer, 1988, pp. 671-73], [Lancaster, 1979, 1985]). As a result the estimates of the scale parameter may not be entirely

dependable, but in spite of the fact that unobserved heterogeneity is not explicitly controlled for a certain confidence can be expressed in the parameter estimates themselves since they are similar across the functional forms, including Cox's non-parametric procedure.[17]

Such, however, is not the case for the estimates obtained of the conditional location of the distribution. Table 8 presents the estimates of the survivor function implied by the results of Table 7. These are calculated by first employing the method of Suits (1984) to transform the dummy variables so as to represent an average member of the sample rather than the arbitrary reference category and then by making use of the functional form for the log logistic survivor function.[18] For this distribution the median and the mean are the same and are therefore both given by the 50th percentile. For the average member of the sample mean spell duration lies between four and five months, which is considerably longer than that reported elsewhere in the literature. Beach and Kaliski (1987, p. 263), for example, report a mean duration of about 2.5 months for the 1978 AWPS. The difference stems from the alternative definition of an unemployment spell used in the present study. In fact, the estimates presented in Table 8 lie closer to the average annual unemployment experience of individuals than to previously reported average spell durations. Corak (1989b, p. 20) reports estimates that vary from 3.3 to 4.6 months for the average annual unemployment experience of the unemployed. The fact that the present figures tend to be slightly above those estimates is exactly as expected since the underlying definition of an unemployment spell will in many cases cause instances of multiple spells for an individual to be added together along with the intervening time spent out of the labour force. However, similar estimates derived from the results of the Weibull distribution are even longer since this distribution has a much greater part of the density in the outer tail. For example, the estimate for the median for 1978 is 5.12 months, almost a month longer than the estimate of 4.2 months of the log logistic distribution.[19] Thus, the estimates of Table 8 are not robust across functional forms.

The movements that they display over the period may nonetheless be suggestive. The variation in spell durations over the business cycle has been the subject of some dispute. Beach and Kaliski (1986) speculate on the matter, as do Dynarski and Shefferin (1987).[20] The estimates in Table 8 offer evidence that, controlling for the characteristics of individuals, suggests that spell durations move counter-

cyclically. Mean spell duration is roughly constant during 1978 to 1980. However, spells that began in 1982 are estimated to be roughly one half month longer than those that began in 1980. This figure then falls with the course of recovery, except for 1985 when it increases again. The 1985 results are consistent with a pause in the economic recovery that occurred in that year. The results presented in Table 7 reveal that many of the co-variates lose significance for this year.

The survivor functions for 15-19, 35-44, and 55-69 year olds are also presented. These results control for all other characteristics of these groups. The counter-cyclical movement in average spell durations is evident for the two younger groups, but not for the older age category. For this category average spell durations increased between 1980 and 1982, but also for every year afterward. This is an attendant consequence of the movement in the parameters reported in Table 7.

Finally, it should be noted that all of these patterns appear to hold for the entire survivor function, not just the 50th percentile. Overall about 25 per cent of an incoming cohort of unemployed individuals can be expected to spend about one year unemployed before finding another job, while 10 per cent may be expected to stay unemployed for 28 to 36 months. This latter figure, however, is questionable. The horizon of the data is limited to one year and it is therefore not strictly valid to entertain projections outside of this sample limit. Even so the movement in the entire distribution and particularly its outer tail is, like the mean spell duration, counter-cyclical. The oldest group is also an exception to this pattern.

Inferences and Policy Implications

The most notable results of the previous section concern those related to the provincial, educational, and age variables. The provincial results probably reflect factors of industrial diversity and barriers to mobility, either geographic or cultural. The fact that residents of Quebec consistently experience longer spell durations than individuals residing anywhere else in the country may, for example, be due to lower mobility of francophones. The Newfoundland results may also be explained by the peculiarities of industry and geography. However, behavioural and institutional factors should not be downplayed. The unemployment insurance system, particularly

with respect to eligibility criteria and maximum benefit duration, is regionally differentiated and may influence incentives. The lack of information on industry and unemployment insurance receipt in the data set employed, limits the inferences that can be made in this regard, and calls for further study.

The relationship between education and spell duration is not a simple one. In particular, more education will not simply lead to shorter spell durations. During periods that are not subject to severe shocks education does not appear to be a significant determinate of duration. However, the role of this variable is not insensitive to the business cycle. The 1983 results suggest that during periods of recovery a negative relationship between duration and education may assert itself: the more educated are the first to find re-employment. The matter is not so simple during severe negative shocks such as that experienced in 1982.

The results associated with the age variable shed the most light upon the way in which the labour sector adjusts. Murphy and Topel (1987) have argued that the adjustment process might be characterized as an evolutionary process. Simple substitution of workers from declining sectors to employment in the expanding sectors is only of second order importance. Rather, the growing sectors receive a greater proportion of new entrants to the labour force than do the declining sectors. Their analysis is focused upon long-run patterns, but they do suggest that the structural changes that underlie these patterns are not independent of cyclical developments, and are probably concentrated during cyclical troughs when the opportunity cost of reallocating labour and capital are lower. It might be reasonable to suggest that the present results reflect such a process. The environment faced by older workers was altered by the 1982 recession. Older workers experiencing an *E-U* transition after 1982 had spells of unemployment that were on average longer than they experienced before 1982, but also longer relative to all of their younger counterparts. This might be taken to suggest that the recession of 1982 entailed structural changes and that the reallocation of labour involved a shedding of older high tenure workers that went on to permanent or semi-permanent retirement, combined with increased hiring of younger workers in the areas of growth. Thus, policy must be addressed to the way in which older workers leave unemployment.

The work of Darby, Haltiwanger, and Plant (1985), (1986) challenges such an interpretation. They also believe that structural change and cyclical movements are not necessarily distinct phenomena, but their analysis leads them to suggest that the focus of policy should be directed to the level and distribution of the inflows into unemployment, not to the exit rates. The focus of their analysis is on the persistence of unemployment in the face of adverse shocks, and their attention is directed towards two competing explanations. Persistence may be due to increased inflows of individuals who normally experience long spells once they are unemployed, or it may be due to all individuals experiencing longer spells. On the basis of an examination of U.S. net flow data the authors side for the former explanation. The results of the present paper suggest, however, that the rate of outflow has a role to play in understanding the dynamics of the Canadian unemployment rate. For example, Table 2 reveals that the proportion of the sample accounted for by older workers has not changed appreciably.[21] Further, likelihood ratio tests for parameter constancy across all of the sample years were conducted and strongly rejected.[22] Thus, the exit probabilities themselves have changed and persistence in unemployment is not just due to changes in the nature of the inflows, but to an actual change in the structure of spell durations. Further this change is not neutral across all groups: older workers have experienced a relatively larger deterioration in their probability of finding re-employment.

Policymakers should therefore be concerned with the way in which individuals, particularly older individuals, leave unemployment, that is with the hiring decisions of firms and the search behaviour of the unemployed. If the above inference that the labour sector adjusts through evolution rather than substitution is correct then policy should be directed to some appropriate mix of assistance for adjustment and compensation for loss. In particular, there is a need to ensure that severance and pension provisions are adequate and portable. Some of the suggestions that have been made by the Advisory Council on Adjustment may be interpreted in such a way (Corak, 1989c). However, the results are not conclusive and they raise further questions.

Conclusion

The present study summarizes the results of research on the determinants of unemployment spell durations of individuals experi-

encing job separations in each year between 1978 to 1980 and 1982 to 1985. Accelerated failure time models that incorporate explicit assumptions concerning the functional form of the baseline hazard are estimated for each year and for a variety of functional forms. Cox's proportional hazards procedure which does not involve parametric assumptions is also employed. The main contribution of the paper lies in the use of seven years of data that cover a period of both positive and negative shocks. Most previous studies of spell durations are restricted to limited points on the business cycle. The results obtained are robust to the functional form assumed, but not necessarily over the year of data used. Most notable in this regard is the change in the relationship between age and spell duration. Before the 1982 recession both the young and the old were subject to longer unemployment spells than the prime aged groups. During the subsequent recovery age no longer played a role for the young but it became more significant for the old. Thus, the often stated assertion that older workers have a low incidence of unemployment, but a longer duration is too simplistic: their spells are longer and increasingly so over time.

This result permits some inferences as to the nature of the adjustment process in the labour sector. Persistence in unemployment, for example, is not simply due to increased inflows of individuals that normally experience long spells. To some degree it reflects the fact that spell durations have increased for the typical individual, and most notably for the old. The finding of a counter-cyclical movement in average spell durations is one reflection of this tendency, as is the failure of average duration of older workers to fall during the post-1982 recovery. Further, adjustment to severe negative shocks might reasonably be characterized as an evolutionary process in which older workers have, in one way or another, been moved into semi-permanent or permanent retirement, while younger workers have been rehired at increasing rates. This suggests that policy should be directed to some mixture of assistance for adjustment and compensation for loss depending upon the circumstances of older workers.

More detailed enquiries are required along these lines. There is a need for an examination of the retirement decision, the adequacy of provisions for retirement, and an assessment of the search behaviour of the old. The present results also call for continued analysis of spell durations for more recent data, and with more extensive covariates. Reason for separation, unemployment insurance eligibility,

and industry and occupation all suggest themselves as important influences of spell durations. In particular, some attention should be paid to the relationship between industrial diversity, province, and spell duration. Future research should also attempt to recognize that search unemployment may end by employment or by withdrawal from the labour force so that a competing risks model of spell duration is most appropriate.

Notes

1 The so-called "Long File" derived from administrative data on the unemployment insurance system has been used by Ham and Rea (1987) to model the length of time in receipt of unemployment insurance benefits of a sample of Canadian males. Sider (1985) is an example of a non-steady-state study applied to gross flow data, while Hasan and deBroucker (1985) present a steady-state analysis of the Canadian data.

2 Beach and Kaliski (1987) have made use of such data, but their analysis is restricted to only three selected years, and is concerned primarily with the distribution of time spent unemployed by spell lengths. A full review of the studies using the Annual Work Patterns Survey is offered in Corak (1989b).

3 Cox and Oakes (1984), Kalbfleisch and Prentice (1980), and Lawless (1982) are standard references that describe these procedures.

4 The program used to generate the spell file from the original tapes is available from the author upon request.

5 The possibility that the distinction between U and N is soft is also supported by the fact that gross flows data from the Labour Force Survey, which uses a definition of unemployment broadly similar to the AWPS, reveal significant flows from N to E. If one subscribed strictly to a search theoretic interpretation of unemployment such movements are not theoretically possible. Their prevalence in reality suggests that there is little value in restricting the definition of unemployment in these terms.

6 In effect this definition of unemployment accepts the claim by Clark and Summers (1979) that many of the transitions between U and N are spurious and do not reflect changes in behaviour. It should be noted, however, that Flinn and Heckman (1983) challenge this view.

7 The data used throughout this study are assumed to be a random sample from the unemployed population. In fact, the Statistics Canada sampling procedure is not entirely random and sampling weights are made available with the individual records

to correct for this. The potential for biased results is therefore present. On this point see Chesher and Lancaster (1983).

8 Similar plots by year are available upon request from the author.

9 Some of the results presents in Beach and Kaliski (1987) also suggest that there is a spike in the number of spells reported to be one month in length. In particular, see their Table 1 in which decile levels for each of the 2nd, 3rd and 4th deciles are reported to be 4.33 weeks.

10 Thus, the Weibull functional form nests the exponential and the first regression procedure is not strictly necessary if the second is undertaken.

11 The Gauss-Newton regression for this model was run for each non-linear least squares regression undertaken to confirm that a maximum had been attained. Further, the actual scope of the preliminary analysis was much more detailed than described in the text. Breakdowns of the data by year and by each of the co-variates listed in Table 2 were also performed in the following manner. The text suggests that plots of $ln(-ln(G_t))$ versus t should be linear if the Weibull model is appropriate, and the discussion in Kalbfleisch and Prentice (1982) suggests that they should be parallel to each other for the sub-groupings under examination if a proportional hazards model is appropriate. In fact, all of the plots were piece-wise linear with a change in slope during the 1.0-1.5 month interval and in many cases the plots were not parallel suggesting that an accelerated life time model is preferred.

12 Cox and Oakes (1984, p. 71) prove that with constant explanatory variables accelerated failure time models and proportional hazards models coincide under the assumption of a Weibull distribution for the baseline hazard.

13 By definition the survivor function is simply 1 minus the related cumulative distribution function. Corak (1988) offers a review of the relationship between all of these concepts.

14 The parameters were established by maximum likelihood using a Newton-Raphson algorithm by the S.A.S. version 5 procedure

LIFEREG. Standard errors are given by the inverse of the observed information matrix. In actual fact the estimation procedure was much broader than indicated in the text and included the estimation of fully interactive models by gender for each of the distributions. The likelihood values for these models were not substantially greater with the result that the Akaike Information Criterion suggested the choice of the models with no interactions. An attempt was also made to estimate fully interactive models by province but convergence was never attained regardless of the year or distribution used. Finally, the gamma and generalized gamma distributions were also employed but convergence was much more difficult and for the majority of years under study not attained in spite of the fact that several different starting values for the estimates were used. Lawless (1982) suggests that such difficulties are often the case because of the flatness of the likelihood function. The results for these distributions are not reported in the present paper. Cox's proportional hazards model is estimated by the S.A.S. procedure PHGLM.

15 It should be noted that t-tests of parameter significance are not appropriate. Wald statistics which are distributed χ^2 with 1 degree of freedom are provided in an appendix available from the author along with the marginal significance levels. These are derived as the square of the quotient of the parameter and its standard error. Further the important test concerning the scale parameter in the Weibull and log logistic is whether it differs from one, since a Weibull model with scale equal to one reduces to an exponential and a log logistic model with a scale greater than one indicates that the hazard is non-monotonic, first rising and then falling. Finally, for the Weibull model the scale parameter, σ, is equivalent to $1/\alpha$ of earlier parlance so that the results suggest that the hazard is declining with spell duration.

16 These results also suggest that researchers should pay particular attention to the manner in which the age variable is entered into their models. If actual data on age, as opposed to categories, is available a non-linear function such as the quadratic or a step function is preferable. In much of his work Kiefer, for example, is careful to permit such a non-linear relationship between age and spell duration, many other researchers, however, are not.

17 Lancaster (1985, p. 162-63) shows that the estimates of elasticities of mean spell duration are correct even if heterogeneity is not controlled for. Strictly speaking, however, his result applies to the Weibull model in which there are no truncated data.

18 Using the earlier notation, since $G_t = 1/(1+\gamma t^{\alpha})$ is the survivor function for the log logistic distribution then $\hat{t}$ may be found for given values of G_t by recognizing that $\hat{\gamma} = exp(-X\hat{\beta})$ and $\hat{\alpha} = 1/\hat{\sigma}$ where $\hat{\beta}$ represents the estimated parameters of Table 7 and $\hat{\sigma}$ the estimate for the scale parameter. The calculations from this procedure and from the transformations of Suits (1984) are available from the author.

19 The Weibull estimate of the mean is even longer since the mean and the median do not coincide for this distribution, the mean being the 63.2 percentile.

20 Economic theory does not lead to an unambiguous prediction on the cyclical movement of unemployment spell durations. Both the level and the distribution of the inflows as well as the actual structure of spell durations must be considered. When the aggregate unemployment rate rises there may be an increased inflow of individuals that normally spend a short time unemployed, such as those that experience temporary lay-offs, or an increased inflow of individuals that normally spend long periods unemployed, such as older workers and those permanently laid off. Further, the duration of a spell may increase for all groups as the rate of job offer arrivals and hence the exit probability falls.

21 Other characteristics associated with longer spells, such as residence in Quebec and a 4th quarter start date, actually decline in proportion between 1980 and 1982 and in general over the course of the sample period.

22 The proper way to proceed in this regard is to obtain the log likelihood value from an estimation of the model over all the available data without distinguishing the year. This forms the restricted model while the models estimated for each year separately, which together are equivalent to a fully interactive model by year, form the unrestricted model. Unfortunately, convergence could not be attained for a model estimated on the

aggregate data for the exponential distribution, which is the simplest distribution of those entertained. This avenue was not therefore pursued. Each year of data was used to estimate a log logistic model in which the parameters were restricted to those of 1980 and a likelihood ratio test was conducted in which the unrestricted models are given by the results of Table 6. The likelihood ratio test statistics for 1978 through 1985 were: 104, 116, 232, 155, 184, 151. This statistic is distributed as χ^2 with 28 degrees of freedom. The critical χ^2 value at 1 per cent significance is 48.3, thus the null that the parameters are the same as those for 1980 may be rejected. A more complete analysis might consider employing the estimates of each year in turn as the basis for the null hypothesis.

Bibliography

Addison, J. T. and P. Portugal, "On the Distributional Shape of Unemployment Duration," *Review of Economics and Statistics*, vol. LXIX, pp. 520-26, 1987.

Advisory Council on Adjustment, *Adjusting to Win: Report of the Advisory Council on Adjustment*, Ottawa, Minister of Supply and Services Canada, 1989.

Beach, C. M. and S. F. Kaliski, "The Impact of Recession on the Distribution of Annual Unemployment," *Relations Industrielles*, vol. XLI, no. 2, pp. 317-28, 1986.

_____, "The Distribution of Unemployment Spells: Canada, 1978-1982," *Industrial and Labour Relations Review*, vol. XL, no. 2, pp. 254-67, 1987.

Chesher, A. and T. Lancaster, "The Estimation of Models of Labour Market Behaviour," *Review of Economic Studies*, vol. L, pp. 609-24, 1983

Clark, K. B. and L. H. Summers, "Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration," *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, pp. 13-60, 1979.

Corak, Miles, "The Empirical Analysis of Unemployment Dynamics: An Exposition of Method, Issues and Results," Mimeo, Economic Council of Canada, 1988.

_____, "The Analysis of Labour Sector Dynamics with Recall Data: An Overview of the Special Surveys," Mimeo, Economic Council of Canada, 1988a.

_____, "Eligibility Rules in the Canadian Jobs Strategy: Shifting the Burden or Targeting the Assistance?" Mimeo, Economic Council of Canada, 1989a.

_____, "Canadian Unemployment in Retrospect: 1977-1987," Mimeo, Economic Council of Canada, 1989b.

_____, "Policy in an Era of Free Trade: Some Comments on the de Grandpré Report," *Canadian Public Policy*, vol. XV, no. 3, pp. 335-38, 1989b.

Cox, D. R., "Regression Models and Life Tables," *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, vol. XXXIV, pp. 187-220, 1972.

Cox, D. R. and D. Oakes, *Analysis of Survival Data*, London: Chapman and Hall, 1984.

Darby, M. R., J. C. Haltiwanger, and M. W. Plant, "Unemployment Rate Dynamics and Persistent Unemployment under Rational Expectations," *American Economic Review*, vol. LXXV, no. 4, pp. 614-37, 1985.

_____, "The Ins and Outs of Unemployment: The Ins Win," NBER Working Paper no. 1997, 1986.

_____, "Alternative Measures of Slackness in the Labor Market and Their Relationship to Wage and Price Inflation," in K. Lang and J. S. Leonard (eds.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, New York, B. Blackwell, 1987.

Dynarski, M. and S. M. Sheffin, "New Evidence on the Cyclical Behavior of Unemployment Durations," in K. Lang and J. S. Leonard (eds.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, New York, B. Blackwell, 1987.

Ham, J. C. and S. Rea Jr., "Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada," *Journal of Labor Economics*, vol. V, no. 3, pp. 325-53, 1987.

Hasan, A. and P. deBroucker, "Duration and Concentration of Unemployment," *Canadian Journal of Economics*, vol. XV, no. 4, pp. 735-56, 1982.

_____, *Unemployment, Employment, and Non-Participation in Canadian Labour Markets*, Ottawa, Economic Council of Canada, 1985.

Kalbfleisch, J. D. and R. L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, Wiley, 1980.

Kiefer, N. M., "Specification Diagnostics Based on Laguerre Alternatives for Econometric Models of Duration." *Journal of Econometrics*, Annals 1985-1, vol. XXVIII, no. 1, pp. 135-54, 1985.

_____, "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature*, vol. XXVI, no. 2, pp. 646-79, 1988.

Lancaster, T., "Econometric Methods for the Duration of Unemployment, *Econometrica*, vol. XLVII, no. 4, pp. 939-56, 1979.

_____, "Generalised Residuals and Heterogeneous Duration Models: With application to the Weibull Model," *Journal of Econometrics*, Annal 1985-1, no. 1, pp. 155-69, 1985.

Lawless, J. F., *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, New York, Wiley, 1982.

Murphy, K. M. and R. H. Topel, "The Evolution of Unemployment in the United States," *NBER Macroeconomics Annual*, vol. II, pp. 11-68, 1987.

Perry, G., "Unemployment Flows in the U.S. Labor Market," *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 2, pp. 245-92, 1972.

Sider, H., "Unemployment Duration and Incidence: 1968-82," *American Economic Review*, vol. LXXV, no. 3, pp. 461-72, 1985.

Statistics Canada, *Patterns of Full- and Part-Year Unemployment: Results of the Annual Work Patterns Surveys, 1977-1980*, Ottawa, Ministry of Supply and Services, 1982.

Steinberg, D. and F. A. Monforte, "Estimating the Effects of Job Search Assistance and Training Programs on the Unemployment Durations of Displaced Workers." In K. Lang and J. S. Leonard (eds.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, New York, B. Blackwell, 1987.

Suits, D. B., "Dummy Variables: Mechanics vs. Interpretation." *Review of Economics and Statistics*, vol. LXVI, no. 1, pp. 177-80, 1984.

Economic Council
of Canada

Conseil économique
du Canada

Working Paper
Document de travail

Document de travail n° 3

La durée du chômage et la dynamique de l'adaptation du secteur du travail :

Résultats paramétriques obtenus à partir de l'Enquête sur l'activité annuelle au Canada, 1978-1980, 1982-1985

Miles Corak

1990

La durée du chômage et la dynamique de l'adaptation du secteur du travail

Les résultats contenus dans la présente étude demeurent l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que tels, n'ont pas reçu l'adhésion des membres du Conseil économique du Canada

Table des matières

Avant-propos	vii
Résumé	ix
Remerciements	xiii
Introduction	1
Description des données et analyse préliminaire	4
Méthodologie et résultats des estimations	12
Inférences et conséquences en matières de politique	25
Conclusion	28
Notes	31
Bibliographie	37

Avant-propos

Au cours des deux dernières années, le Groupe d'étude des problèmes de chômage du Conseil économique du Canada a effectué des travaux de recherche sur divers aspects du chômage et sur l'adaptation du secteur du travail. L'auteur de la présente étude, qui fait actuellement partie de ce groupe, soutient que, même si le taux de chômage est l'un des indicateurs de l'état de l'économie qu'on évoque le plus souvent, il ne constitue pas en soi une indication claire de la façon dont le secteur du travail s'adapte au changement, ni des difficultés que les travailleurs éprouvent à trouver un nouvel emploi. Cela tient au fait que le taux de chômage est déterminé non seulement par le nombre de personnes qui viennent grossir les rangs des chômeurs, mais aussi par la durée de la période de chômage. En conséquence, la présente étude a pour objet d'examiner les facteurs qui déterminent la durée des périodes de chômage, et de jeter ainsi un peu de lumière sur la réaction du secteur du travail aux chocs positifs et aux chocs négatifs.

Même si l'on trouve beaucoup d'études sur la durée du chômage dans les ouvrages économiques, très peu d'entre elles s'appliquent à un laps de temps qui englobe à la fois une période de récession et une période de reprise. La présente étude a permis d'examiner la durée des périodes de chômage au cours de tout un cycle économique. La conclusion la plus intéressante à tirer de l'étude des données relatives à la période allant de 1978 à 1985 concerne les difficultés qu'ont éprouvées les travailleurs plus âgés à se trouver un autre travail après avoir cessé d'exercer un emploi. Même si, dans l'ensemble, il a été beaucoup plus difficile pour tout le monde de trouver du travail après la récession de 1981-1982, les travailleurs plus âgés, c'est-à-dire les travailleurs de plus de 55 ans, étaient particulièrement désavantagés. La probabilité que les personnes de cette catégorie d'âge trouvent à nouveau du travail est non seulement plus faible que pour les autres, mais cette probabilité diminue progressivement, tant dans l'absolu que d'une manière relative, pendant la récession et durant chaque année de la reprise. L'auteur laisse entendre que le secteur du travail semble réagir au changement d'une façon évolutionniste, en se débarrassant des travailleurs âgés et en embauchant des jeunes.

L'étude n'aborde toutefois pas la question de savoir pourquoi la situation des travailleurs âgés s'est détériorée à ce point. Est-ce parce qu'ils n'ont pas les compétences requises pour occuper les nouveaux emplois créés ? Est-ce parce qu'ils décident de prendre leur retraite ? Ou est-ce parce qu'ils sont incités à prendre malgré eux leur retraite à cause de pratiques d'embauchage discriminatoires ? Ces questions, qui sont essentielles à la formulation d'une politique du secteur du travail, restent toujours sans réponse. Les futurs chercheurs doivent relever le défi d'y répondre.

Il convient de noter que même si les présents travaux de recherche ont été réalisés sous les auspices du Groupe d'étude des problèmes de chômage, les résultats demeurent l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que tels, n'ont pas été nécessairement approuvés par les membres du Conseil économique.

Judith Maxwell
Présidente

Résumé

Beaucoup d'observateurs ont fait ressortir le fait que le secteur du travail doit continuellement faire face à des chocs positifs ou négatifs, que ces chocs seront vraisemblablement plus fréquents et plus graves dans les années à venir et qu'il faut favoriser les politiques qui stimulent la souplesse et l'adaptation. La mesure sommaire de l'état du secteur du travail évoquée le plus souvent est le taux de chômage, mais cette mesure constitue un indicateur ambigu du processus d'adaptation. Le taux de chômage peut être élevé parce qu'un grand nombre de personnes quittent le marché du travail, mais restent très peu de temps chômeurs, signe d'adaptabilité, ou parce qu'une fois en chômage, les travailleurs ont tendance à rester très longtemps sans emploi, signe de rigidité. En fait, c'est la durée de la période de chômage, et non simplement le fait d'être en chômage, qui revêt de l'importance pour le bien-être des individus et qui permet de déterminer comment le secteur du travail réagit au changement. C'est pourquoi nous avons cherché dans le présent document à analyser les facteurs qui déterminent la durée des périodes de chômage.

Les données utilisées dans l'étude proviennent de l'Enquête sur l'activité annuelle au Canada et se rapportent aux années 1978 à 1980 et 1982 à 1985, période suffisamment longue pour contenir des chocs positifs et des chocs négatifs. Par définition, une période de chômage commence quand il y a passage d'un emploi au chômage et prend fin quand il y a passage du chômage ou de l'inactivité à un emploi. Par conséquent, l'analyse s'applique strictement aux personnes qui cessent d'exercer un emploi, pour quelque raison que ce soit.

Les données de chaque année sont analysées séparément à l'aide de modèles paramétriques de durée de période. Le recours aux hypothèses explicites formulées au sujet de la distribution des observations limite la validité des résultats, mais nous avons quand même tenté d'évaluer leur robustesse en utilisant autant de distributions différentes que possible. En fait, les résultats sont robustes d'une distribution à une autre, mais pas d'une année à l'autre.

Au moins trois résultats appréciables ressortent clairement. En premier lieu, et c'est là le résultat le plus important, il y a une

relation systématique entre la durée du chômage et l'âge, qui peut changer durant la période étudiée. Avant 1982, la durée de la période de chômage et l'âge sont liés par une relation en forme de U où les jeunes et les travailleurs âgés connaissent des périodes de chômage beaucoup plus longues que les personnes des groupes d'âge intermédiaire, mais pour la période postérieure à 1982, il est impossible d'établir une distinction entre la situation des jeunes et celle des personnes des groupes d'âge intermédiaire, tandis que celle des travailleurs âgés se détériore beaucoup, tant dans l'absolu que d'une manière relative. On entend par « travailleurs âgés » les personnes dont l'âge se situe entre 55 et 69 ans. En outre, dans les groupes d'âge intermédiaire, la situation des 45 à 54 ans ne diffère pas beaucoup de celle des 35 à 44 ans. En deuxième lieu, la durée des périodes de chômage ne semble pas varier sensiblement d'une province à l'autre. Le Québec et, dans une mesure légèrement moindre, Terre-Neuve font exception à cette règle, mais en général, la durée des périodes ne dépend pas systématiquement des différences régionales quel que soit le stade du cycle économique. En troisième lieu, il n'y a pas de relation simple entre la scolarité et la durée des périodes de chômage : dans certains cas, les périodes de chômage des travailleurs ayant un niveau de scolarité élevé sont plus courtes, dans d'autres cas, elles sont plus longues, et dans d'autres cas encore, leur durée ne change pas du tout.

Les résultats révèlent aussi qu'il y a un mouvement cyclique dans la durée moyenne des périodes de chômage. En général, la durée des périodes de chômage semble évoluer en sens inverse du cycle économique. Toutefois, ce mouvement varie d'un sous-groupe de données à l'autre. En particulier, la durée moyenne des périodes de chômage des travailleurs âgés sans emploi a augmenté non seulement en 1982, mais aussi au cours de chacune des années de la reprise qui a suivi.

À partir de ces résultats, on peut, en se livrant à des conjectures, imaginer comment le secteur du travail réagit aux chocs. En parti-

culier, certains auteurs laissent entendre que la politique du travail devrait viser les niveaux et la distribution des entrées en chômage et non pas la durée des périodes de chômage. Les résultats obtenus ici donnent toutefois à penser que les chocs défavorables résultent d'un changement dans la structure de la durée des périodes de chômage, et non pas simplement d'un changement dans la composition de l'effectif des chômeurs. Par conséquent, la persistance des taux de chômage observée durant la période étudiée est attribuable au moins en partie au fait que les périodes de chômage sont plus longues, et non pas seulement à l'accroissement des entrées en chômage de personnes qui normalement sont longtemps en chômage. De plus, il se peut que le secteur du travail réagisse aux chocs négatifs graves d'une façon évolutionniste plutôt que par une substitution directe de la main-d'oeuvre d'un secteur à un autre. Les travailleurs âgés des secteurs en déclin qui ont perdu un emploi durant la reprise ont été incités à prendre ce que pourrait qualifier de retraite permanente ou semi-permanente, tandis que les travailleurs plus jeunes ont été réembauchés à un rythme accéléré dans les secteurs en essor. Si ce portrait est exact, les décideurs devraient réagir en proposant une combinaison de politiques qui permettent à la fois d'aider à l'adaptation et de compenser les pertes.

Remerciements

Une version antérieure de l'étude a été rédigée pour le compte du Groupe d'étude des problèmes de chômage du Conseil économique du Canada. La présente version a été corrigée en fonction des remarques faites par C. Beach, S. Kaliski, R. Jenness et W. Simpson à qui j'aimerais exprimer ma gratitude. Le contenu du présent document demeure toutefois l'entière responsabilité de l'auteur et, en particulier, ne représente pas nécessairement le point de vue du Conseil économique du Canada. Les commentaires et critiques sont bienvenus et peuvent être adressés à l'auteur, aux soins du Conseil économique.

Introduction

S'il fallait caractériser par un seul mot les nouvelles priorités à définir dans une politique pour le secteur du travail, on pourrait certainement envisager le mot « adaptation ». Beaucoup d'observateurs, le plus récent étant le Conseil consultatif sur l'adaptation du gouvernement fédéral, ont fait ressortir le fait que le secteur du travail doit continuellement faire face à des chocs positifs ou négatifs, que ces chocs seront vraisemblablement plus fréquents et plus graves dans les années à venir et qu'il faut favoriser les politiques qui stimulent la souplesse et l'adaptation. La mesure sommaire de l'état du secteur du travail évoquée le plus souvent est le taux de chômage, mais cette mesure constitue un indicateur ambigu de la nature du processus d'adaptation. Par exemple, le taux de chômage peut être élevé parce qu'un grand nombre de personnes quittent le marché du travail, mais restent très peu de temps en chômage, signe d'adaptabilité, ou parce qu'une fois en chômage, les travailleurs ont tendance à rester très longtemps sans emploi, signe de rigidité. Il est donc important de distinguer le rôle joué par l'incidence du chômage de celui joué par la durée du chômage. En fait, c'est la durée de la période de chômage, et non simplement le fait d'être en chômage, qui revêt de l'importance pour le bien-être des individus et qui permet de déterminer comment ils réagissent au changement. C'est pourquoi nous avons cherché dans le présent document à analyser les facteurs qui déterminent la durée des périodes de chômage.

En réalité, il existe peu de données systématiques fiables au Canada sur la façon dont la durée du chômage varie d'une personne à l'autre et au cours du cycle économique. Une des raisons possibles de cet état de fait s'explique par la nature des données disponibles. On obtient les mesures de la durée du chômage provenant de l'Enquête sur la population active en interviewant des personnes qui sont en chômage au moment de l'interview. Par conséquent, même s'il est possible de déterminer quand une période de chômage a commencé, il est impossible d'établir avec certitude quand elle prendra fin. Pour cette raison, les analyses de la durée de ces périodes tronquées et des mouvements bruts correspondants entre des situations vis-à-vis de l'activité reposent souvent sur l'hypothèse d'une situation constante, hypothèse qui est manifestement fausse. Les données longitudinales sur l'activité des personnes devraient en principe nous renseigner sur des périodes complètes de chômage et

nous permettre de faire des analyses sur une situation non constante, mais, dans les faits, soit qu'il n'y en ait pas pour des périodes très longues, soit qu'elles ne soient pas tout à fait représentatives de la population active[1].

Les données utilisées dans la présente étude proviennent de l'Enquête sur l'activité annuelle au Canada (EAA) et se rapportent aux années 1978 à 1980 et 1982 à 1985, période suffisamment longue pour contenir des chocs positifs et des chocs négatifs et pour permettre, on l'espère, de préciser un peu la nature du processus d'adaptation. L'EAA fournit un ensemble de données rétrospectives contenant des renseignements sur la situation vis-à-vis de l'activité de répondants pour chaque mois d'une année donnée, un échantillon différent de répondants étant interviewé chaque année en janvier. Par conséquent, les sept années pour lesquelles on dispose de données représentent une série de fenêtres correspondant chacune à une année par lesquelles on peut voir la dynamique de la situation vis-à-vis de l'activité[2]. Aux fins de la présente étude, par définition une période de chômage commence quand il y a passage d'un emploi au chômage et prend fin quand il y a passage du chômage ou de l'inactivité à un emploi. Dans la partie 1 de l'étude, nous décrirons les données d'une façon plus détaillée et expliquerons pourquoi nous utilisons cette définition particulière d'une période de chômage.

Les données risquent de poser des problèmes de troncation aussi bien à gauche qu'à droite. On peut résoudre le premier type de problèmes en considérant uniquement les périodes de chômage qui ont commencé au cours de l'année étudiée, tandis que le deuxième type de problèmes est résolu explicitement par le procédé d'estimation. La méthodologie de ce procédé et les résultats obtenus font l'objet de la partie 2. Les données de chaque année sont analysées séparément à l'aide de modèles paramétriques de durée de période. La validité des résultats est limitée à cause des types de fonctions explicites utilisés, mais nous avons quand même tenté d'évaluer leur robustesse en utilisant autant de distributions différentes que possible. En particulier, nous avons estimé des modèles de vieillissement accéléré dans lesquels nous avons supposé que les erreurs suivaient une distribution exponentielle, de Weibull, log-logistique et log-normale, comme le modèle des risques proportionnels de Cox, méthode dans laquelle les distributions ne jouent pas[3].

Au moins trois résultats appréciables ressortent clairement. En premier lieu, il y a une relation systématique entre la durée du chômage et l'âge, qui peut changer durant la période étudiée. Avant 1982, la durée de la période de chômage et l'âge sont liés par une relation en forme de U où les jeunes et les travailleurs âgés connaissent des périodes de chômage beaucoup plus longues que les personnes des groupes d'âge intermédiaire, mais pour la période postérieure à 1982, il est impossible d'établir une distinction entre la situation des jeunes et celle des personnes des groupes d'âge intermédiaire, tandis que celle des travailleurs âgés se détériore beaucoup. En outre, nous entendons par « travailleurs âgés » les personnes dont l'âge se situe entre 55 et 69 ans. Nous constatons que la situation des 45 à 54 ans ne diffère pas beaucoup de celle des 35 à 44 ans. En deuxième lieu, la durée des périodes de chômage ne semble pas varier beaucoup d'une province à l'autre. Le Québec et, dans une mesure légèrement moindre, Terre-Neuve font exception à cette règle, mais en général, la durée des périodes ne dépend pas systématiquement des différences régionales, quel que soit le stade du cycle économique. En troisième lieu, il n'y a pas de relation simple entre la scolarité et la durée des périodes de chômage : dans certains cas, les périodes de chômage des travailleurs ayant un niveau de scolarité plus élevé sont plus courtes, dans d'autres cas, elles sont plus longues, et dans d'autres cas encore, leur durée ne change pas du tout.

Les résultats révèlent aussi qu'il y a un mouvement cyclique dans la durée moyenne des périodes de chômage. En général, la durée des périodes de chômage semble évoluer en sens inverse du cycle économique. Toutefois, ce mouvement varie d'un sous-groupe de données à l'autre. En particulier, la durée moyenne des périodes de chômage des travailleurs âgés sans emploi a augmenté non seulement en 1982, mais aussi au cours de chacune des années de la reprise qui a suivi.

Dans la partie 3, nous analysons ces résultats à la lumière des études qui ont déjà été faites sur le sujet et tentons, en nous livrant à des conjectures, d'imaginer comment le secteur du travail réagit aux chocs. En particulier, il a été suggéré par Darby, Haltiwanger et Plant (1985), (1986) que la politique du travail devrait viser les niveaux et la distribution des entrées en chômage plutôt que la durée du chômage. Même s'ils concordent avec certains aspects de l'analyse à la base de cette conclusion, les résultats obtenus ici donnent à

penser que les chocs défavorables résultent d'un changement dans la structure de la durée des périodes de chômage, et non pas simplement d'un changement dans la composition de l'effectif des chômeurs. Par conséquent, la persistance du chômage est attribuable au moins en partie au fait que les périodes de chômage sont plus longues, et non pas seulement au changement de la composition de l'effectif des chômeurs. Les décideurs devraient chercher à savoir comment les gens, en particulier les 55 à 69 ans regagnent les rangs de la population active.

Il va falloir faire plus de recherches avant de pouvoir confirmer ou réfuter cette inférence. Dans la présente étude, nous avons dû tenir compte de plusieurs contraintes, lesquelles, avec d'autres sujets à analyser plus tard, sont examinées dans la conclusion.

Description des données et analyse préliminaire

L'Enquête sur l'activité annuelle permettait d'obtenir des données rétrospectives sur le moment et la durée des périodes pendant lesquelles une personne était en chômage (*U*), faisait partie de la population active (*E*) ou était inactive (*N*). Cinq des six groupes de renouvellement de l'échantillon de l'Enquête sur la population active de janvier participaient à l'enquête, qui portait sur leur situation vis-à-vis de l'activité au cours de l'année précédente. Les données sont disponibles pour les années 1977 à 1980 et 1982 à 1985. Les données de 1977 ne figurent pas dans la présente étude à cause d'une modification du questionnaire, tandis qu'il n'y a pas de données pour 1981 et que l'Enquête a été remplacée en 1986 par l'Enquête sur l'activité sur le marché du travail.

On attribue aux personnes une situation vis-à-vis de l'activité pour chaque mois de l'année et on utilise un algorithme pour arranger les différentes situations mensuelles en séquence pour toute l'année. L'algorithme en question, qui est décrit dans Statistique Canada (1982), sert à maximiser la durée de la période durant laquelle une personne fait partie de la population active. L'unité de mesure de base est une « partie de mois », qui correspond essentiellement à un demi-mois.

L'analyse est effectuée au moyen des genres de microdonnées fournis par Statistique Canada dans lesquels les enregistrements individuels correspondent aux répondants à l'enquête. Un fichier de

période a été créé à partir de ces bandes, où maintenant l'unité d'observation est une période de chômage. Par conséquent, on ne peut savoir ici si une même personne a connu plusieurs périodes de chômage ou non, puisque l'unité d'observation n'est plus le répondant, mais la période de chômage[4]. Par définition, une période de chômage commence lorsqu'il y a passage d'un emploi au chômage et continue jusqu'à ce qu'il y ait retour à un emploi. Après la première période de chômage, on ne tient plus compte des passages entre le chômage et l'inactivité, de sorte que les périodes peuvent se terminer par un passage du chômage à un emploi ou un passage de l'inactivité à un emploi. Par conséquent, l'analyse s'applique strictement aux personnes qui ont quitté leur emploi, quelle que soit la raison.

Il y a au moins trois raisons d'utiliser cette définition de la durée des périodes de chômage. Premièrement, et c'est là la raison la plus importante, supposer qu'une période de chômage prend fin quand un individu quitte la population active équivaut tout simplement à reprendre depuis le début l'algorithme de séquencement. Or, si l'on procédait de cette façon, la durée des périodes de chômage mesurée serait obtenue artificiellement à partir de l'algorithme et ne refléterait pas les passages d'une situation à l'autre qui ont effectivement eu lieu. Deuxièmement, la différence entre le chômage et l'inactivité est très mince dans cet ensemble de données, d'où la possibilité qu'il n'y ait pas beaucoup de différence entre les deux situations et qu'il faille les combiner en une seule situation. La recherche d'un emploi à tout moment au cours d'un mois suffit pour qu'un travailleur soit considéré comme chômeur, parce qu'à cause des définitions utilisées dans l'Enquête, une même personne ne peut être à la fois en chômage et inactive au cours du même mois même s'il est probable que la plupart des gens n'ont pas cherché un emploi sans arrêt tout au long du mois[5]. En outre, comme le fichier de période est construit de façon que pour y être prise en compte, une personne doit avoir été classée comme chômeur immédiatement après avoir cessé d'exercer un emploi, il en résulte que les personnes incapables de travailler sont automatiquement exclues de l'analyse, tandis qu'en ne faisant pas de distinction entre les périodes ultérieures de chômage et d'inactivité, on permet explicitement que le découragement soit pris en compte dans les données[6]. Enfin, la définition du chômage permet de faire l'analyse comme dans le cas d'un modèle à deux situations. En fait, l'agrégation à cette fin de situations vis-à-vis de l'activité est souvent effectuée pour faciliter les

calculs économétriques. Si une période de chômage pouvait prendre fin aussi bien avec le passage du chômage à l'emploi qu'avec la sortie de la population active, il faudrait alors utiliser un modèle de risques concurrents. Il est beaucoup plus difficile de définir les paramètres du modèle dans ce cas-là. En fait, l'emploi est souvent combiné avec l'inactivité : entre autres exemples d'ouvrages où les auteurs ont procédé de la sorte, mentionnons ceux de Darby, Haltiwanger et Plant (1987) et une bonne partie des travaux de Hasan et deBroucker (1982), (1985). S'il faut limiter l'analyse à un modèle à deux situations, il semble préférable de regrouper le chômage et l'inactivité. Les travaux de Kiefer (1985), Dynarski et Shefferin (1987) et une partie des travaux de Clark et Summers (1979) sont des exemples d'études où les auteurs ont utilisé ce genre d'agrégation.

Il convient de noter un certain nombre de limites des données. Premièrement, l'horizon temporel de l'analyse est limitée à un an. Toute projection de la durée des périodes de chômage au delà de cette limite est donc discutable. Deuxièmement, les covariables à notre disposition se limitent aux variables démographiques, éducationnelles et régionales. En outre, on ne dispose pas de données sur une série de facteurs qui pourraient influer beaucoup sur la durée des périodes de chômage, comme la raison pour laquelle on cesse d'exercer un emploi, les salaires d'acceptation, l'industrie ou la profession, et les prestations d'assurance-chômage. Enfin, il se peut que les données soient plus ou moins fiables à cause des lacunes de mémoire des répondants.

Le tableau 1 résume le nombre de périodes de chômage complètes et tronquées que nous avons observées à chacune des années pour lesquelles nous avons pu obtenir des données. À peu près 60 % des périodes sont tronquées à droite, tandis que, par construction, aucune période n'est tronquée à gauche. La proportion élevée de périodes incomplètes tient au fait que l'horizon temporel de l'enquête est d'un an. La plupart des périodes commençant au cours de la dernière partie d'une année se poursuivent, sauf si elles sont courtes, au moment de l'enquête de janvier de l'année suivante. De plus, en raison de l'horizon temporel d'un an conjugué avec la définition de la façon dont une période peut commencer, il est impossible d'observer des périodes de plus de 11,5 mois. Le tableau 2 présente la façon dont l'échantillon se répartit chaque année selon chacune des covariables à notre disposition. On peut classer les covariables

Tableau 1

Données sur les périodes de chômage tirées de l'Enquête sur l'activité annuelle, 1978-1980, 1982-1985

Année	Nombre total de périodes	Périodes complètes		Périodes tronquées	
1978	9,627	3,722	(38,7)	5,905	(61,3)
1979	9,522	3,592	(37,7)	5,930	(62,3)
1980	9,877	3,843	(38,9)	6,034	(61,1)
1982	14,265	5,789	(40,6)	8,476	(59,4)
1983	12,156	4,857	(40,0)	7,299	(60,0)
1984	12,168	4,593	(37,8)	7,575	(62,2)
1985	11,371	4,483	(39,4)	6,888	(60,6)

(,) Indique le pourcentage par ligne.

en quatre grands groupes : démographiques, éducationnelles, régionales, et le début de la période de chômage. La répartition de l'échantillon est relativement stable tout au long de la période étudiée, mais il y a quelques exceptions à noter. La proportion des chefs de ménage, des hommes et des personnes mariées augmente légèrement en 1982 au début de la récession, mais revient rapidement à son niveau d'avant la récession dans les années suivantes. Le plus important changement relativement à l'âge concerne le fait que la proportion des périodes de chômage des personnes des groupes d'âge intermédiaire (les 25 à 44 ans) augmente au fil des ans, tandis que celle des plus jeunes (les 15 à 19 ans) diminue. Ces changements coïncident avec la récession de 1982. La proportion des périodes de chômage des travailleurs âgés reste relativement constante. Il en est de même pour la proportion des périodes de chômage des personnes ayant déclaré avoir été étudiant à un moment donné durant l'année. Toutefois, la proportion des périodes de chômage des plus instruits a tendance à augmenter au fil des ans. La proportion des périodes de chômage des personnes qui n'ont jamais étudié ou qui n'ont fait que des études primaires tombe d'un sommet de 23,5 % en 1978 à un minimum de 15,1 % en 1985, tandis que la proportion des périodes de chômage des personnes ayant fait des études post-secondaires partielles, ayant obtenu un diplôme d'études post-secondaires ou ayant déjà été inscrites à l'université augmente[7].

Tableau 2

Répartition de l'échantillon selon certaines covariables, données pour les périodes de chômage tirées de l'EAA, 1978-1980, 1982-1985

En pourcentage

	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Démographiques							
Chef de ménage	50,2	51,0	51,5	52,8	51,1	50,5	50,7
Personne autre que le chef de ménage	49,8	49,0	48,5	47,2	48,9	49,5	49,3
Homme	63,9	63,3	65,2	66,8	64,8	63,0	61,9
Femme	36,1	36,7	34,8	33,2	35,2	37,0	38,1
Marié(e)	58,6	56,7	55,4	59,0	56,2	56,9	56,0
Célibataire	36,5	38,0	39,0	35,4	37,7	36,8	37,2
Autres	4,9	5,3	5,6	5,6	6,1	6,3	6,8
35-44 ans	14,6	14,6	15,0	17,1	16,5	17,6	17,5
15-19 ans	18,6	18,3	18,4	13,7	13,9	11,3	12,6
20-24 ans	22,3	22,8	23,0	22,1	23,3	22,9	22,5
25-34 ans	27,5	27,5	27,6	29,5	29,8	32,2	31,7
45-54 ans	10,6	10,5	10,1	11,4	10,2	10,2	9,4
55-69 ans	6,4	6,3	5,9	6,2	6,3	5,8	6,3
Éducationnelles							
Non inscrit(e) dans un établissement d'enseignement	86,4	87,2	87,5	88,7	87,9	88,2	87,5
Inscrit(e) dans un établissement d'enseignement	13,6	12,8	12,5	11,3	12,1	11,8	12,5
Études secondaires partielles	57,2	59,3	58,6	59,1	58,7	58,0	58,8
Aucune études ou études primaires	23,5	21,9	21,6	18,8	17,1	15,5	15,1
Études postsecondaires partielles	6,9	6,5	6,9	7,7	8,6	9,2	8,9
Diplôme d'études postsecondaires	7,8	7,9	8,3	9,7	10,4	11,1	11,4
Université	4,6	4,4	4,6	4,7	5,2	6,2	5,8
Régionales							
Ontario	17,7	18,6	19,4	19,4	17,4	16,6	15,7
Terre-Neuve	8,8	7,5	7,2	6,6	7,8	7,4	8,2
Île-du-Prince-Édouard	3,5	3,6	3,1	3,2	3,7	3,2	3,1
Nouvelle-Écosse	7,3	6,8	6,9	6,8	7,1	7,3	7,6
Nouveau-Brunswick	9,3	9,8	9,9	8,5	9,9	9,5	9,2
Québec	17,3	17,5	17,0	15,9	15,2	15,3	16,5
Manitoba	6,6	6,1	6,4	6,7	6,5	5,4	5,5
Saskatchewan	5,8	5,6	6,3	5,8	7,2	7,4	7,5
Alberta	9,6	10,4	10,5	11,9	11,8	15,2	14,1
Colombie-Britannique	14,1	14,1	13,3	15,2	13,4	12,7	12,6
Début de la période de chômage							
3e trimestre	30,7	28,4	30,0	32,8	32,2	31,7	32,0
1er trimestre	12,0	11,5	12,3	12,0	12,5	11,8	11,8
2e trimestre	19,0	19,1	20,7	21,3	20,1	19,2	20,8
4e trimestre	38,3	41,0	37,0	33,9	35,2	37,3	35,4

Corak (1989a) a examiné cet ensemble de données d'une façon préliminaire en calculant des taux de risque empiriques et des fonctions de survie pour l'ensemble des années, mais ventilés selon le sexe, l'état matrimonial, l'âge et la province. Il répète l'analyse ici, mais en désagrégeant les données par année. Pour calculer les taux de risque empiriques, l'auteur s'est servi de la méthode des tables de mortalité où les intervalles sont définis comme les intervalles d'un demi-mois dans lesquels les données sont mesurées. La méthode utilisée est décrite en détail dans Kalbfleisch et Prentice (1982, p. 15-19) et peut être résumée brièvement comme suit. Si t désigne la durée des périodes de chômage et j, l'intervalle, alors le nombre de personnes dont la période de chômage peut finir au j^e intervalle est $n_j \equiv \Sigma_{i \geq j}(d_t + m_t)$ où d_t représente le nombre de périodes de chômage complètes de durée t et m_t représente le nombre de périodes tronquées de même durée. L'estimateur tiré des tables de mortalité de la probabilité conditionnelle qu'une période prenne fin durant l'intervalle j est exprimé par $h_j = d_j/[n_j - m_j/2]$. Il s'agit simplement du nombre de périodes qui prennent fin effectivement durant l'intervalle divisé par le nombre de périodes qui pourraient avoir pris fin à cet intervalle, compte tenu du fait que toutes les périodes n_j ne risquent pas de prendre fin durant l'intervalle, ce qu'on appelle souvent le taux de risque.

Le tableau 3 présente les résultats des calculs, tandis que la figure 1 représente graphiquement les taux de risque en fonction de la durée du chômage pour toutes les données agrégées[8]. Le taux de risque augmente de façon marquée durant le premier mois de chômage, puis baisse de façon aussi accentuée au cours du deuxième mois. Il continue de diminuer après deux mois, mais à un taux décroissant, et, compte tenu de l'erreur-type des estimations, reste assez constant après quatre ou cinq mois de chômage. Il a tendance à baisser après 10 mois, mais cela est probablement dû au fait qu'il y a relativement peu d'observations qui durent aussi longtemps. Même s'il y a quelques fluctuations du taux de risque, ce profil général vaut pour toutes les années étudiées. L'explication la plus plausible de la pointe observée dans le taux de risque dans l'intervalle 0,5-1,0 mois concerne les lacunes de mémoire. Il est probable que les répondants qui ont été en chômage moins d'un mois déclarent le mois entier comme période de chômage[9].

On peut évaluer plus rigoureusement la forme de la courbe du taux de risque en utilisant une fonction de survie et un type de

Tableau 3

Taux de risque empiriques, données de l'EAA, 1978-1980, 1982-1985

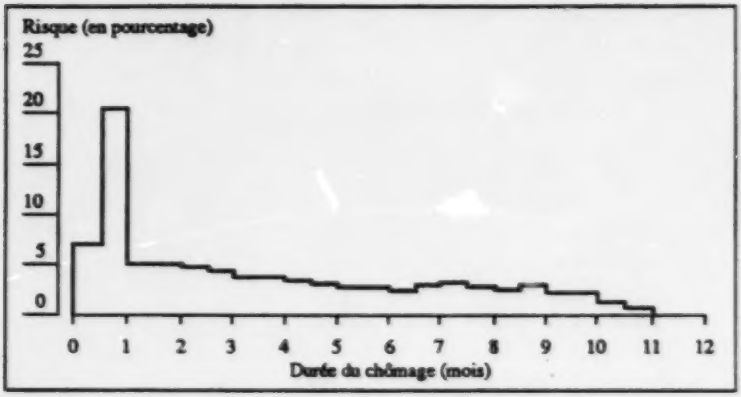
Intervalle (mois)	Ensemble des années	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
0,0 to 0,5	0,0703 (0,0009)	0,0652 (0,0026)	0,0722 (0,0027)	0,0757 (0,0027)	0,0719 (0,0022)	0,0703 (0,0024)	0,0645 (0,0023)	0,0726 (0,0025)
0,5 to 1,0	0,2031 (0,0016)	0,2048 (0,0046)	0,2085 (0,0047)	0,2023 (0,0045)	0,2033 (0,0036)	0,2069 (0,0040)	0,1960 (0,0040)	0,2010 (0,0041)
1,0 to 1,5	0,0504 (0,0010)	0,0521 (0,0029)	0,0548 (0,0031)	0,0486 (0,0028)	0,0524 (0,0023)	0,0484 (0,0025)	0,0509 (0,0025)	0,0463 (0,0025)
1,5 to 2,0	0,0486 (0,0011)	0,0477 (0,0030)	0,0475 (0,0031)	0,0477 (0,0030)	0,0514 (0,0025)	0,0491 (0,0027)	0,0456 (0,0026)	0,0499 (0,0028)
2,0 to 2,5	0,0475 (0,0011)	0,0547 (0,0035)	0,0500 (0,0035)	0,0484 (0,0032)	0,0468 (0,0026)	0,0434 (0,0027)	0,0482 (0,0028)	0,0434 (0,0028)
2,5 to 3,0	0,0435 (0,0012)	0,0430 (0,0034)	0,0420 (0,0034)	0,0496 (0,0035)	0,0429 (0,0027)	0,0438 (0,0029)	0,0416 (0,0029)	0,0426 (0,0030)
3,0 to 3,5	0,0369 (0,0012)	0,0403 (0,0035)	0,0409 (0,0036)	0,0323 (0,0031)	0,0411 (0,0028)	0,0337 (0,0028)	0,0327 (0,0027)	0,0375 (0,0030)
3,5 to 4,0	0,0366 (0,0012)	0,0367 (0,0036)	0,0380 (0,0038)	0,0367 (0,0036)	0,0334 (0,0028)	0,0435 (0,0034)	0,0337 (0,0030)	0,0356 (0,0032)
4,0 to 4,5	0,0326 (0,0013)	0,0339 (0,0038)	0,0343 (0,0039)	0,0422 (0,0041)	0,0293 (0,0028)	0,0303 (0,0031)	0,0327 (0,0032)	0,0285 (0,0031)
4,5 to 5,0	0,0301 (0,0013)	0,0316 (0,0040)	0,0218 (0,0034)	0,0332 (0,0040)	0,0315 (0,0031)	0,0311 (0,0034)	0,0307 (0,0034)	0,0289 (0,0034)
5,0 to 5,5	0,0267 (0,0013)	0,0317 (0,0043)	0,0347 (0,0046)	0,0299 (0,0040)	0,0257 (0,0030)	0,0212 (0,0030)	0,0262 (0,0033)	0,0215 (0,0032)
5,5 to 6,0	0,0263 (0,0015)	0,0227 (0,0040)	0,0209 (0,0040)	0,0255 (0,0041)	0,0255 (0,0033)	0,0311 (0,0040)	0,0263 (0,0037)	0,0296 (0,0041)
6,0 to 6,5	0,0235 (0,0016)	0,0269 (0,0048)	0,0258 (0,0049)	0,0257 (0,0046)	0,0178 (0,0031)	0,0229 (0,0038)	0,0238 (0,0039)	0,0253 (0,0043)
6,5 to 7,0	0,0262 (0,0018)	0,0210 (0,0046)	0,0227 (0,0050)	0,0269 (0,0050)	0,0291 (0,0042)	0,0314 (0,0048)	0,0194 (0,0038)	0,0303 (0,0051)
7,0 to 7,5	0,0290 (0,0020)	0,0331 (0,0063)	0,0257 (0,0058)	0,0305 (0,0058)	0,0182 (0,0037)	0,0336 (0,0054)	0,0308 (0,0052)	0,0342 (0,0060)
7,5 to 8,0	0,0278 (0,0022)	0,0352 (0,0071)	0,0223 (0,0059)	0,0270 (0,0060)	0,0310 (0,0052)	0,0231 (0,0050)	0,0238 (0,0050)	0,0327 (0,0064)
8,0 to 8,5	0,0240 (0,0022)	0,0306 (0,0073)	0,0226 (0,0065)	0,0232 (0,0061)	0,0180 (0,0045)	0,0175 (0,0048)	0,0247 (0,0056)	0,0354 (0,0074)
8,5 to 9,0	0,0256 (0,0026)	0,0283 (0,0081)	0,0242 (0,0076)	0,0237 (0,0071)	0,0187 (0,0051)	0,0241 (0,0064)	0,0312 (0,0070)	0,0313 (0,0080)
9,0 to 9,5	0,0205 (0,0027)	0,0166 (0,0074)	0,0134 (0,0067)	0,0089 (0,0051)	0,0270 (0,0071)	0,0191 (0,0067)	0,0281 (0,0077)	0,0232 (0,0081)
9,5 to 10,0	0,0222 (0,0034)	0,0180 (0,0089)	0,0139 (0,0080)	0,0167 (0,0083)	0,0281 (0,0088)	0,0198 (0,0080)	0,0322 (0,0095)	0,0196 (0,0087)
10,0 to 10,5	0,0089 (0,0027)	0,0137 (0,0096)	0,0074 (0,0074)	0,0000 (..)	0,0095 (0,0067)	0,0050 (0,0050)	0,0183 (0,0091)	0,0056 (0,0056)
10,5 to 11,0	0,0044 (0,0025)	0,0000 (..)	0,0137 (0,0136)	0,0000 (..)	0,0086 (0,0086)	0,0000 (..)	0,0000 (..)	0,0097 (0,0097)
11,0 to 11,5	0,0000 (..)	0,0000 (..)	0,0000 (..)	0,0000 (..)	0,0000 (..)	0,0000 (..)	0,0000 (..)	0,0000 (..)

(,) Indique l'erreur-type.

(..) Indique non défini.

Figure 1

Taux de risque empiriques, données de l'EAA, 1978-1980, 1982-1985



fonction explicite quelconque. À partir de la définition du taux de risque, on peut facilement déduire une fonction de survie empirique, qui sera $\hat{G}_t = \prod_{j=1}^{t}(1-\hat{h}_j)$. Si le risque est constant, disons qu'il est égal à γ, alors la durée du chômage suit une distribution exponentielle et, par conséquent, la fonction de survie prend la forme $G_t = exp(-\gamma t)$. Si l'on prend les logarithmes naturels de cette expression, on est amené à penser qu'une régression des moindres carrés de $-ln(\hat{G}_t)$ par rapport à t s'ajusterait parfaitement aux observations en passant par l'origine avec le coefficient de t qui représenterait une estimation de γ. Par ailleurs, selon une distribution de Weibull, le taux de risque augmente ou diminue de façon monotone en fonction de la durée du chômage. Dans ce cas, le risque prend la forme donnée par $h_t = \gamma\alpha t^{\alpha-1}$, augmentant si α est plus grand que 1, diminuant si α est plus petit que 1, et restant constant si α est égal à 1. La fonction de survie associée est $G_t = exp(-\gamma t^{\alpha})$, d'où on obtient, en prenant le logarithme, $ln(-lnG_t) = ln\gamma + \alpha lnt$, et le R^2 d'une régression des moindres carrés mesurera à nouveau le degré d'ajustement du nouveau type de fonction qu'on a supposé être le bon[10]. Enfin, le type log-logistique est un type de fonction qui permet au risque d'augmenter et de diminuer en fonction de la durée du chômage. Dans ce cas, le risque s'exprime par $h_t = \gamma\alpha t^{\alpha-1}/(1+\gamma t^{\alpha})$ et la fonction de survie est

$G_t = 1/(1+\gamma t^{\alpha})$. Cette dernière peut être estimée au moyen d'une régression des moindres carrés non linéaires.

Les valeurs obtenues pour les fonctions de survie empiriques à partir des données du tableau 3 sont présentées au tableau 4, tandis que les résultats des régressions visant à ajuster chacun des types de fonction mentionnés plus haut sont présentés au tableau 5. D'après les valeurs faibles du R^2 dans les parties 1 et 2 de ce dernier tableau, les modèles exponentiel et de Weibull ne conviennent pas, tandis que l'ajustement du modèle log-logistique est presque parfait[11]. Cela confirme l'impression qu'on obtient à première vue en examinant les taux de risque empiriques, mais on ne devrait quand même pas considérer que le dernier modèle offre des estimations réelles des paramètres en question à cause de l'hétérogénéité des données. Quand il y a peu de covariables, un moyen réaliste de procéder consiste à subdiviser les données et à analyser chacun des groupes séparément. Cela n'est pas possible dans ce cas-ci. Nous examinerons maintenant dans la partie qui suit une autre façon d'estimer des modèles de durée de période entièrement paramétriques.

Méthodologie et résultats des estimations

Les modèles de vieillissement accéléré, décrits par Cox et Oakes (1984, p. 62-70, 85-87) et Kalbfleisch et Prentice (1980, p. 33-35, 54-62), ont été utilisés, entre autres, par Addison et Portugal (1987) dans des études de la durée du chômage. Les modèles des risques proportionnels sont devenus, du moins depuis les travaux de Lancaster (1979), la méthode favorite pour ce genre d'études mais, en fait, les deux méthodes sont équivalentes lorsqu'on suppose que l'on a des distributions de Weibull ou exponentielles, ce qui est le plus souvent le cas[12]. En bref, on suppose que la durée est liée aux variables explicatives par une relation multiplicative ou, encore, que le logarithme naturel de la durée du chômage est lié à celles-ci par une relation linéaire. Si t désigne la durée du chômage, on a alors

$$t = exp(X\beta)t_o^{\sigma}$$

$$lnt = X\beta + \sigma\epsilon \qquad (1)$$

où ϵ peut être considéré comme l'erreur avec une densité de probabilité $g(.)$, σ est un paramètre de dispersion, $t_o = exp(\epsilon)$, et

Tableau 4

Fonctions de survie empiriques, données de l'EAA, 1978-1980, 1982-1985

Intervalle (mois)	Ensemble des années	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
0,0 to 0,5	1,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)
0,5 to 1,0	0,9297 (0,0009)	0,9348 (0,0026)	0,9278 (0,0027)	0,9243 (0,0027)	0,9282 (0,0022)	0,9297 (0,0024)	0,9355 (0,0023)	0,9274 (0,0025)
1,0 to 1,5	0,7409 (0,0016)	0,7434 (0,0047)	0,7344 (0,0049)	0,7373 (0,0047)	0,7394 (0,0038)	0,7373 (0,0042)	0,7521 (0,0041)	0,7410 (0,0043)
1,5 to 2,0	0,7036 (0,0017)	0,7047 (0,0050)	0,6942 (0,0051)	0,7015 (0,0049)	0,7007 (0,0040)	0,7017 (0,0043)	0,7138 (0,0044)	0,7067 (0,0045)
2,0 to 2,5	0,6694 (0,0018)	0,6711 (0,0052)	0,6612 (0,0053)	0,6680 (0,0051)	0,6647 (0,0042)	0,6672 (0,0045)	0,6813 (0,0046)	0,6714 (0,0047)
2,5 to 3,0	0,6376 (0,0019)	0,6344 (0,0054)	0,6281 (0,0056)	0,6357 (0,0054)	0,6336 (0,0043)	0,6385 (0,0047)	0,6484 (0,0048)	0,6422 (0,0049)
3,0 to 3,5	0,6099 (0,0019)	0,6071 (0,0056)	0,6018 (0,0058)	0,6042 (0,0056)	0,6065 (0,0045)	0,6103 (0,0049)	0,6214 (0,0049)	0,6149 (0,0050)
3,5 to 4,0	0,5874 (0,0020)	0,5827 (0,0058)	0,5772 (0,0059)	0,5847 (0,0057)	0,5816 (0,0046)	0,5897 (0,0050)	0,6011 (0,0051)	0,5918 (0,0052)
4,0 to 4,5	0,5658 (0,0021)	0,5613 (0,0060)	0,5552 (0,0061)	0,5633 (0,0059)	0,5621 (0,0047)	0,5641 (0,0052)	0,5809 (0,0052)	0,5708 (0,0054)
4,5 to 5,0	0,5474 (0,0021)	0,5423 (0,0061)	0,5362 (0,0063)	0,5395 (0,0061)	0,5457 (0,0049)	0,5470 (0,0053)	0,5619 (0,0054)	0,5545 (0,0055)
5,0 to 5,5	0,5310 (0,0022)	0,5252 (0,0063)	0,5245 (0,0064)	0,5216 (0,0062)	0,5285 (0,0050)	0,5300 (0,0055)	0,5447 (0,0055)	0,5385 (0,0057)
5,5 to 6,0	0,5168 (0,0022)	0,5085 (0,0065)	0,5063 (0,0066)	0,5061 (0,0064)	0,5149 (0,0051)	0,5187 (0,0056)	0,5304 (0,0057)	0,5269 (0,0058)
6,0 to 6,5	0,5032 (0,0023)	0,4970 (0,0067)	0,4957 (0,0068)	0,4932 (0,0066)	0,5018 (0,0053)	0,5026 (0,0058)	0,5165 (0,0059)	0,5113 (0,0060)
6,5 to 7,0	0,4914 (0,0024)	0,4836 (0,0069)	0,4830 (0,0071)	0,4805 (0,0068)	0,4928 (0,0054)	0,4911 (0,0060)	0,5042 (0,0061)	0,4984 (0,0063)
7,0 to 7,5	0,4785 (0,0025)	0,4735 (0,0072)	0,4720 (0,0073)	0,4675 (0,0070)	0,4785 (0,0057)	0,4756 (0,0063)	0,4945 (0,0063)	0,4833 (0,0066)
7,5 to 8,0	0,4646 (0,0026)	0,4578 (0,0075)	0,4599 (0,0078)	0,4533 (0,0073)	0,4698 (0,0058)	0,4597 (0,0066)	0,4792 (0,0066)	0,4667 (0,0070)
8,0 to 8,5	0,4517 (0,0027)	0,4417 (0,0080)	0,4496 (0,0079)	0,4410 (0,0076)	0,4552 (0,0062)	0,4490 (0,0068)	0,4678 (0,0069)	0,4515 (0,0074)
8,5 to 9,0	0,4409 (0,0028)	0,4281 (0,0084)	0,4394 (0,0083)	0,4308 (0,0079)	0,4470 (0,0064)	0,4412 (0,0071)	0,4563 (0,0072)	0,4355 (0,0079)
9,0 to 9,5	0,4296 (0,0030)	0,4160 (0,0088)	0,4288 (0,0087)	0,4206 (0,0083)	0,4387 (0,0067)	0,4306 (0,0074)	0,4420 (0,0077)	0,4219 (0,0084)
9,5 to 10,0	0,4208 (0,0032)	0,4091 (0,0092)	0,4231 (0,0091)	0,4169 (0,0085)	0,4268 (0,0072)	0,4224 (0,0078)	0,4297 (0,0082)	0,4121 (0,0089)
10,0 to 10,5	0,4114 (0,0034)	0,4017 (0,0097)	0,4172 (0,0096)	0,4099 (0,0091)	0,4148 (0,0079)	0,4140 (0,0084)	0,4158 (0,0089)	0,4040 (0,0094)
10,5 to 11,0	0,4077 (0,0035)	0,3963 (0,0104)	0,4141 (0,0100)	0,4099 (0,0091)	0,4109 (0,0083)	0,4120 (0,0086)	0,4082 (0,0095)	0,4017 (0,0096)
11,0 to 11,5	0,4060 (0,0037)	0,3963 (0,0104)	0,4094 (0,0114)	0,4099 (0,0091)	0,4073 (0,0090)	0,4120 (0,0086)	0,4082 (0,0095)	0,3978 (0,0103)

(,) Indique l'erreur-type.

Tableau 5

Régressions des moindres carrés sur des fonctions de densité de survie empiriques, données sur les périodes de chômage tirées de l'EAA, 1978-1980, 1982-1985

Modèle	Ensemble des années	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Variable dépendante : *-ln*(survie)								
gamma	0,0942	0,0967	0,0949	0,0958	0,0937	0,0941	0,0915	0,0946
	(26,4)	(27,7)	(24,2)	(25,6)	(25,2)	(25,6)	(28,2)	(28,7)
R^2	0,7861	0,8106	0,7363	0,7708	0,7582	0,7729	0,8166	0,8245
Variable dépendante : *ln*(*-ln*(survie))								
alpha	0,7532	0,7841	0,7356	0,7442	0,7379	0,7481	0,7721	0,7575
	(10,5)	(10,5)	(10,0)	(10,9)	(10,3)	(10,3)	(10,6)	(11,2)
*ln*gamma	-1,800	-1,838	-1,752	-1,766	-1,774	-1,791	-1,870	-1,810
	(14,1)	(13,7)	(13,4)	(14,6)	(13,8)	(13,9)	(14,4)	(15,0)
R^2	0,8398	0,8375	0,8252	0,8496	0,8323	0,8347	0,8404	0,8556
Variable dépendante : survie								
alpha	0,8629	0,8905	0,8426	0,8661	0,8450	0,8568	0,8695	0,8792
	(16,1)	(16,6)	(14,8)	(16,1)	(15,3)	(15,7)	(16,6)	(16,9)
gamma	0,1963	0,9123	0,2076	0,2002	0,2023	0,1984	0,1848	0,1898
	(10,0)	(10,1)	(9,54)	(10,1)	(9,77)	(9,89)	(10,2)	(10,4)
R^2	0,9530	0,9563	0,9448	0,9532	0,9480	0,9507	0,9562	0,9579

(,) Indique la valeur absolue de la statistique t.
ln Indique le logarithme naturel.
R^2 Indique la valeur du R^2 ajusté en fonction des degrés de liberté.

Dans les section 1 et 2, les valeurs présentées sont les résultats d'une régression des moindres carrés, tandis que les valeurs présentés dans la section 3 ont été obtenues à partir d'une régression des moindres carrés non linéaire.

X est un vecteur de covariables dont le premier élément est une constante. Dans la présente analyse, on cherche surtout à obtenir des estimations de β qui, par un changement de signe, peuvent également être considérées comme des paramètres de la fonction de risque. Lorsque l'ensemble de données se compose de périodes tronquées, l'estimation des moindres carrés de (1) est biaisée et inefficace, et il faut recourir à la méthode du maximum de vraisemblance. En pareil cas, l'incidence des périodes complètes sur la vraisemblance est indiquée par la densité $g((lnt\text{-}X\beta)/\sigma)$, tandis que celle des périodes tronquées est une probabilité définie par la fonction de survie $G(.)$[13]. Les sources précitées décrivent en détail la méthode d'estimation. Dans ce qui suit, l'estimation est déterminée par année pour les distributions exponentielle, de Weibull, log logistique et log normale. Les caractéristiques de ces distributions et leur représentation sous forme de modèles log linéaires de la durée du chômage sont répertoriées dans Kalbfleisch et Prentice (1980, p. 21-31). On a également employé le modèle de régression linéaire des risques proportionnels de Cox (1972). Il s'agit d'une méthode non paramétrique fondée sur l'ordonnancement des périodes de chômage[14].

Pour des raisons d'espace, les résultats obtenus pour chacun des cinq modèles, pour 1980, sont résumés au tableau 6. On peut obtenir de l'auteur les résultats pour toutes les distributions pour l'ensemble des années observées. Les catégories omises dans ces modèles sont indiquées par les variables inscrites au début de chaque groupe de données au tableau 2, sous les rubriques : Chef de ménage, Homme, Marié(e), 35-44 ans, Non inscrit(e) dans un établissement d'enseignement, Études secondaires partielles, Ontario, Début de la période de chômage au troisième trimestre de l'année. Lorsqu'elles s'avèrent significatives, les estimations du paramètre sont robustes dans toutes les distributions, à l'exception des ordonnées à l'origine et des variables auxiliaires correspondant au trimestre durant lequel la période a débuté. Cela signifie que les modèles produiront différentes estimations de la position. Toutes les autres variables significatives ont le même signe et sont distantes les unes des autres de moins d'un écart-type[15]. Ce résultat contraste avec ceux qu'ont obtenus Addison et Portugal (1987) dans une étude de la durée du chômage effectuée à partir d'une enquête sur les travailleurs déplacés aux États-Unis tirée du recensement de la population, mais il concorde avec les résultats de Dynarski et Sheffrin (1987).

Tableau 6

Estimations du maximum de vraisemblance, données sur la durée du chômage, EAA, 1980

	Type de fonction				
Modèle	Exponentielle	Weibull	Log logistique	Log normale	Risques proportionnels
Ordonée à l'origine	1,933* (0,06209)	2,030* (0,07243)	1,499* (0,07269)	1,556* (0,06957)	
Autre que le chef de ménage	0,1296* (0,04174)	0,1453* (0,04832)	0,1898* (0,04989)	0,1652* (0,04681)	-0,1203* (0,04191)
Femme	0,04472 (0,03999)	0,04834 (0,04625)	0,05021 (0,04741)	0,04267 (0,04438)	-0,03416 (0,04012)
Célibataire	-0,1188* (0,04497)	-0,1319* (0,05200)	-0,1137* (0,05371)	-0,09098* (0,05025)	0,08933* (0,04505)
Autre état matrimonial	-0,005861 (0,07135)	-0,005751 (0,08254)	0,02791 (0,08578)	0,02287 (0,08118)	-0,0005781 (0,07162)
15-19 ans	0,2368* (0,07475)	0,2676* (0,08653)	0,2895* (0,08892)	0,2413* (0,08352)	-0,2053* (0,07501)
20-24 ans	0,2247* (0,05988)	0,2483* (0,06927)	0,2258* (0,07155)	0,1787* (0,06680)	-0,1704* (0,05996)
25-34 ans	0,04584 (0,05114)	0,05359 (0,05914)	0,07983 (0,06161)	0,05980 (0,05815)	-0,04801 (0,05122)
45-54 ans	-0,03448 (0,06479)	-0,03471 (0,07488)	0,01219 (0,07722)	0,004673 (0,07326)	0,01165 (0,06474)
55-69 ans	0,1587* (0,08074)	0,1742* (0,09337)	0,1762* (0,09598)	0,1513* (0,08954)	-0,1300* (0,08082)
Étudiants	-0,1701* (0,05893)	-0,1879* (0,06824)	-0,2263* (0,06993)	-0,1974* (0,06595)	0,1314* (0,05924)
Études primaires	-0,03841 (0,04550)	-0,04163 (0,05263)	-0,05819 (0,05393)	-0,05563 (0,05062)	0,02592 (0,04558)
Études postsecondaires	0,004935 (0,06524)	0,006982 (0,07543)	-0,02360 (0,07812)	-0,02117 (0,07296)	-0,002043 (0,06528)
Diplôme d'études postsecondaires	-0,1547* (0,05824)	-0,1700* (0,06735)	-0,1459* (0,06982)	-0,1283* (0,06558)	0,1133* (0,05826)
Études universitaires	0,003110 (0,07542)	0,0007567 (0,08720)	-0,05768 (0,09169)	-0,04973 (0,08579)	0,01211 (0,07545)
Terre-Neuve	0,1945* (0,07104)	0,2089* (0,08213)	0,1877* (0,08436)	0,1624* (0,07847)	-0,1460* (0,07103)
Île-du-Prince-Édouard	0,1438 (0,1020)	0,1527 (0,1180)	0,1292 (0,1200)	0,1180 (0,1117)	-0,1138 (0,1021)
Nouvelle-Écosse	0,2703* (0,07471)	0,29720* (0,08641)	0,3062* (0,08748)	0,2612* (0,08117)	-0,2151* (0,07473)
Nouveau-Brunswick	0,03548 (0,06190)	0,03522 (0,07155)	0,04092 (0,07351)	0,03404 (0,06946)	-0,03182 (0,06186)

Tableau 6 (suite)

Estimations du maximum de vraisemblance, données sur la durée du chômage, EAA, 1980

	Type de fonction				
Modèle	Exponentielle	Weibull	Log logistique	Log normale	Risques proportionnels
Québec	0,4137*	0,4598*	0,4954*	0,4329*	-0,3464*
	(0,05634)	(0,06528)	(0,06572)	(0,06135)	(0,05634)
Manitoba	0,01701	0,01381	-0,001669	-0,0006485	0,0005766
	(0,07207)	(0,08331)	(0,08601)	(0,08103)	(0,07205)
Saskatchewan	0,02256	0,02380	0,03412	0,03811	-0,02231
	(0,07540)	(0,08717)	(0,08830)	(0,08344)	(0,07543)
Alberta	0,01390	0,01239	0,003927	-0,001020	0,005222
	(0,05314)	(0,06973)	(0,07198)	(0,06791)	(0,06034)
Colombie-Britannique	-0,04343	-0,05284	-0,07245	-0,06799	0,04784
	(0,05459)	(0,06311)	(0,06569)	(0,06223)	(0,05458)
1er trimestre	-0,2849*	-0,4096*	-0,6558*	-0,5720*	0,5764*
	(0,04563)	(0,05421)	(0,05720)	(0,05448)	(0,04630)
2e trimestre	-0,2394*	-0,3310*	-0,4640*	-0,4333*	0,4448*
	(0,04074)	(0,04799)	(0,04924)	(0,04684)	(0,04112)
4e trimestre	0,2021*	0,3721*	0,3063*	0,2961*	-0,5691*
	(0,05389)	(0,06476)	(0,05622)	(0,05120)	(0,05468)
Paramètre de dispersion	1,0	1,156	0,8859	1,457	
		(0,01614)	(0,01194)	(0,01827)	
ln de vraisemblance	-10,364.8	-10,307.5	-9,966.73	-9,752.94	

(.) Indique l'erreur-type.
* Indique que le paramètre est différent de zéro avec au moins 10 % de signification.

Pour résumer les résultats obtenus pour les sept années observées, on peut s'en tenir à une seule distribution. Compte tenu des résultats présentés dans la section précédente, la distribution log logistique a été retenue. Le tableau 7 présente les résultats de l'estimation de ce modèle pour chaque année. Le niveau de signification et même le signe de bon nombre des paramètres peuvent changer. Certaines années, des personnes qui n'étaient pas chefs de ménage ont connu des périodes de chômage plus courtes que les chefs de ménage, d'autres des périodes plus longues et, dans d'autres cas, la différence n'était pas significative. D'après cet ensemble de données, le sexe ne semble pas jouer un rôle important dans la détermination de la durée du chômage sauf, peut-être, en 1978 où les périodes de

Tableau 7

Estimations du maximum de vraisemblance, modèle log logistique, 1978-1980, 1982-1985

Modèle	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Ordonnée à l'origine	1,607*	1,664*	1,499*	1,524*	1,591*	1,844*	1,747*
	(0,07471)	(0,07783)	(0,07269)	(0,05853)	(0,06656)	(0,06877)	(0,07230)
Autre que le chef de ménage	-0,1173*	-0,03724	0,1898*	0,1886*	0,1751*	0,01406	0,03627
	(0,04989)	(0,05111)	(0,04989)	(0,04194)	(0,04453)	(0,04363)	(0,04503)
Femme	0,1475*	0,02967	0,05021	-0,07841*	-0,03649	0,04091	0,04648
	(0,04715)	(0,04825)	(0,04741)	(0,04057)	(0,04205)	(0,04196)	(0,04300)
Célibataire	-0,01811	0,03956	-0,1137*	0,1487*	0,01440	0,04284	0,04784
	(0,05427)	(0,05531)	(0,05371)	(0,04557)	(0,04855)	(0,04823)	(0,05005)
Autre état matrimonial	-0,02837	0,1579*	0,02791	0,1245*	0,1758*	-0,1358*	0,08942
	(0,09031)	(0,09156)	(0,08578)	(0,07095)	(0,07599)	(0,07365)	(0,07466)
15-19 ans	0,2524*	0,05216	0,2895*	0,1349*	0,03012	0,03680	-0,08601
	(0,08810)	(0,09141)	(0,08892)	(0,07593)	(0,08440)	(0,08685)	(0,08825)
20-24 ans	0,2246*	0,1376*	0,2258*	0,07352	0,07084	0,07224	0,007955
	(0,07096)	(0,07329)	(0,07155)	(0,0709)	(0,06341)	(0,06336)	(0,06484)
25-34 ans	0,04289	0,06628	0,07983	-0,01093	0,1317*	0,03328	0,05798
	(0,06165)	(0,06455)	(0,06161)	(0,04787)	(0,05281)	(0,05234)	(0,05395)
45-54 ans	-0,02613	0,002554	0,01219	-0,05294	0,05730	-0,1083	0,001885
	(0,07673)	(0,07763)	(0,07722)	(0,05924)	(0,06763)	(0,06814)	(0,07291)
55-69 ans	0,1762*	0,1823*	0,1762*	0,1406*	0,2911*	0,3143*	0,2376*
	(0,09278)	(0,09589)	(0,09598)	(0,07475)	(0,08283)	(0,08875)	(0,08532)
Étudiant(e)	-0,1935*	-0,1369*	-0,2263*	-0,2755*	-0,09540	-0,1984*	0,04347
	(0,06764)	(0,06994)	(0,06993)	(0,05970)	(0,06401)	(0,06417)	(0,06852)
Aucune études ou études primaires	0,06431	-0,03977	-0,05819	-0,1004*	-0,05882	0,03773	0,06243
	(0,05205)	(0,05469)	(0,05393)	(0,04540)	(0,05148)	(0,05483)	(0,05707)
Études post-secondaires partielles	0,01356	-0,04100	-0,02360	0,1461*	-0,1483*	-0,03597	-0,04780
	(0,07515)	(0,07932)	(0,07812)	(0,06176)	(0,06173)	(0,06181)	(0,06494)
Diplôme d'études post-secondaires	-0,003029	0,08298	-0,1459*	-0,08538	-0,1661*	-0,1060*	-0,07444
	(0,07204)	(0,07602)	(0,06982)	(0,05412)	(0,05684)	(0,05670)	(0,05822)
Études universitaires	-0,08036	0,08504	-0,05768	0,1744*	-0,16997*	-0,06818	-0,05280
	(0,09048)	(0,09557)	(0,09169)	(0,07698)	(0,07683)	(0,07309)	(0,07689)
Terre-Neuve	0,3673*	0,3282*	0,1877*	0,3235*	0,06881	0,2798*	-0,04625
	(0,08199)	(0,08901)	(0,08436)	(0,07527)	(0,07569)	(0,08178)	(0,07916)
Île-du-Prince-Édouard	-0,09498	0,06242	0,1292	-0,006061	-0,03612	0,02187	0,07766
	(0,1073)	(0,1121)	(0,1200)	(0,09519)	(0,1004)	(0,1065)	(0,1144)
Nouvelle-Écosse	0,1597*	0,08813	0,3062*	0,1220*	-0,05432	-0,04829	-0,05082
	(0,08356)	(0,08825)	(0,08748)	(0,07083)	(0,7720)	(0,07814)	(0,07885)
Nouveau-Brunswick	0,1441	0,06534	0,04092	-0,07926	-0,2526*	-0,1794*	-0,04815
	(0,07836)	(0,07624)	(0,07351)	(0,06359)	(0,06682)	(0,06964)	(0,07423)

Tableau 7 (suite)

Estimations du maximum de vraisemblance, modèle log logistique, 1978-1980, 1982-1985

Modèle	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Québec	0,2874*	0,3253*	0,4954*	0,1485*	0,1964*	0,1720*	0,1554*
	(0,06481)	(0,06650)	(0,06573)	(0,05368)	(0,06159)	(0,06373)	(0,06398)
Manitoba	-0,1264	-0,06674	-0,001669	0,05103	-0,05797	0,08482	-0,02158
	(0,08456)	(0,08815)	(0,08601)	(0,07074)	(0,07872)	(0,08794)	(0,08814)
Saskatchewan	-0,02554	-0,1904*	0,03412	0,1330*	-0,07496	-0,08029	0,05643
	(0,09125)	(0,09187)	(0,08830)	(0,7666)	(0,07572)	(0,07710)	(0,08012)
Alberta	-0,07286	-0,07142	0,003927	0,04433	0,1079*	-0,03890	-0,007412
	(0,07438)	(0,07378)	(0,07198)	(0,05806)	(0,06511)	(0,06174)	(0,06522)
Colombie-Britannique	-0,1783*	-0,05206	-0,07245	-0,1195*	-0,1558*	-0,2491*	-0,08841
	(0,06430)	(0,06721)	(0,06569)	(0,05219)	(0,06092)	(0,06289)	(0,06663)
1er trimestre	-0,7297*	-0,8521*	-0,6558*	-0,4391*	-0,5078*	-0,6058*	-0,7645*
	(0,05698)	(0,05959)	(0,05720)	(0,04798)	(0,05131)	(0,05316)	(0,05427)
2e trimestre	-0,3695*	-0,5466*	-0,4640*	-0,2405*	-0,2561*	-0,4311*	-0,5358*
	(0,04966)	(0,05140)	(0,04924)	(0,04006)	(0,04444)	(0,04560)	(0,04601)
4e trimestre	0,1904*	0,1586*	0,3063*	0,2621*	0,3256*	0,08533*	0,2165*
	(0,05308)	(0,05423)	(0,05622)	(0,04437)	(0,04886)	(0,04820)	(0,05113)
Paramètre de dispersion	0,8648	0,8735	0,8858	0,9005	0,8994	0,8950	0,9014
	(0,01187)	(0,01217)	(0,01194)	(0,009967)	(0,01086)	(0,01109)	(0,01132)
ln de vraisemblance	-9,628.45	-9,352.76	-9,966.73	-15,251	-12,781.3	-12,234.2	-11,811.5

(,) Indique l'erreur-type.

* Indique que le paramètre est différent de zéro avec au moins 10 % de signification.

chômage des femmes se sont avérées plus longues et en 1982, où elles ont été plus courtes. Ce résultat n'est peut-être guère surprenant si l'on se souvient que, dans la définition du chômage utilisée, les périodes où la personne ne faisait plus partie de la population active sont prises en compte. On ne peut pas non plus établir de conclusions directes concernant le rôle de l'état matrimonial sauf dans le cas de 1982, point culminant de la récession, où les périodes de chômage des personnes mariées avaient tendance à être plus courtes.

Toutefois, un des résultats les plus importants qui ressort de ce tableau met en relief l'incidence de l'âge sur la durée du chômage. Avant et durant 1982, les groupes les plus jeunes et les plus âgés, c'est-à-dire les 15 à 24 ans et les 55 à 69 ans, ont connu des périodes de chômage beaucoup plus longues que le groupe des 35

à 44 ans. Les coefficients pour le groupe des 15 à 19 ans et celui des 20 à 24 ans sont similaires et, souvent même, dépassent celui des 55 à 69 ans. Après 1982, cette tendance s'est modifiée. La durée du chômage pour la population active jeune ne diffère plus de celle enregistrée pour la population active d'âge intermédiaire tandis que, pour la population active plus âgée, la situation s'est détériorée, la valeur de leur coefficient atteignant les niveaux les plus élevés pour tous les sous-groupes durant toutes les années observées. De fait, il s'agit du seul groupe, exception faite de celui des 25 à 34 ans en 1983, pour lequel l'âge joue un rôle important pendant la période qui a suivi 1982.

Dans un sens, le fait que le groupe des 55 à 69 ans enregistre des périodes de chômage beaucoup plus longues tout au long de la période observée ne devrait pas surprendre outre mesure. La définition du chômage utilisée permet d'inclure la retraite dans la période de chômage. Cependant, cette retraite survient seulement après que la personne a passé un certain temps à chercher un autre emploi après avoir quitté son emploi initial de sorte qu'elle peut être considérée comme le résultat du découragement ou comme une décision prise de façon involontaire plutôt que la conséquence d'une incapacité ou d'une décision volontaire. En outre, cette possibilité s'applique surtout aux personnes ayant presque 65 ans ou plus de 65 ans, groupe qui ne constitue qu'un faible pourcentage de la population visée. Ce qui est important, en fait, c'est le changement de contexte que ce groupe a connu au cours de la période étudiée. Après la récession de 1982, la probabilité de regagner la population active s'est beaucoup amenuisée par rapport aux autres groupes d'âge. On peut en déduire qu'un des modes d'adaptation aux chocs qui se sont produits à cette époque a été le déplacement des employés ayant connu un chômage de longue durée qui ont été forcés de prendre une retraite permanente ou semi-permanente. La reprise économique ultérieure n'a guère modifié cet état de fait, car elle s'est traduite uniquement par une réduction des taux de sortie pour les cohortes plus jeunes ayant plus de facilité à s'adapter. Enfin, il ne faut pas perdre de vue que ces commentaires visent strictement les groupes plus âgés; le comportement des 45 à 54 ans, groupe souvent mentionné comme devant faire l'objet d'une aide particulière, ne diffère jamais beaucoup de celui des 35 à 44 ans[16].

Le niveau de scolarité, au même titre que l'âge, a suscité beaucoup de préoccupations dernièrement en ce qui concerne l'adaptation du

secteur du travail. En général, les résultats laissent supposer qu'il n'y a pas de lien direct entre le niveau de scolarité et la durée du chômage. Les personnes qui déclarent avoir été aux études à un moment durant l'année connaissent, comme on pouvait s'y attendre, des périodes de chômage beaucoup plus courtes, la seule exception à cette tendance ayant été enregistrée en 1985. Toutefois, dans l'ensemble, l'incidence du niveau de scolarité en soi n'est pas significative pour les années 1978 à 1980. En 1982, les résultats indiquent que plus le niveau de scolarité est élevé, plus la période de chômage est longue. Les personnes qui n'ont pas fait d'études ou qui ont fait des études primaires partielles ont connu des périodes de chômage plus courtes que celles qui ont fait des études secondaires partielles, tandis que les personnes qui ont fait des études postsecondaires et des études universitaires partielles ont connu des périodes de chômage plus longues. La durée du chômage ne diffère pas de façon significative selon qu'il s'agit de diplômés d'établissements postsecondaires ou de personnes ayant fait des études secondaires partielles. Au début de la reprise économique, en 1983, cette tendance s'est renversée : la période de chômage s'est avérée d'autant plus courte que le niveau de scolarité était élevé. Après 1983, l'incidence des variables liées au niveau de scolarité est devenue pour ainsi dire non significative. Par conséquent, exception faite des périodes de crises, la différence entre les taux de chômage selon le niveau de scolarité doit être basée sur les différences relatives à l'incidence du chômage plutôt qu'à sa durée. Cette constatation concorde avec les résultats obtenus par Kiefer (1985, p. 149-150) et d'autres, mais elle indique également que les résultats dépendent du cycle économique.

Les différences de durée du chômage sont également assez minimes d'une province à l'autre. La tendance la plus remarquable concerne le fait que, quelle que soit l'année, les personnes résidant au Québec connaissent généralement de plus longues périodes de chômage que celles qui habitent en Ontario. Cela est également vrai, quoique dans une mesure légèrement moindre, des personnes résidant à Terre-Neuve, tandis qu'en Colombie-Britannique, les chômeurs ont tendance à connaître des périodes de chômage plus courtes. Exception faite de ces cas particuliers, il semblerait que la durée du chômage ne varie guère selon les provinces. En outre, on note une légère tendance dans le cas des coefficients du Québec et de Terre-Neuve à diminuer d'amplitude au cours de la période suivant 1982. Dans la mesure où la diversité des modèles provinciaux relatifs

à la reprise du secteur de l'emploi est devenue apparente durant cette période, on peut déduire de ces résultats que la cause première est l'incidence du chômage plutôt que sa durée. Le fait que le coefficient de la Colombie-Britannique devienne légèrement plus élevé en valeur absolue semble accréditer cette possibilité, étant donné que cette province comptait parmi les plus désavantagées durant cette période. Concurremment, la définition du chômage utilisée peut limiter les possibilités de comparaison avec le taux de chômage agrégé.

Les coefficients associés aux variables auxiliaires qui révèlent le trimestre durant lequel la période de chômage a commencé sont, globalement, les plus importants et indiquent que, plus le début de la période de chômage a lieu à une date tardive, plus la durée de la période est longue. Cela semble se vérifier pour toutes les spécifications et toutes les années. Dynarski et Shefferin (1987) font également état des mêmes résultats. Selon l'explication la plus plausible, ces variables subissent l'influence d'une hétérogénéité incontrôlée probablement liée aux effets de l'industrie, à la cause de la cessation d'emploi et au caractère saisonnier de l'emploi. L'hétérogénéité est un thème important de l'analyse de la durée du chômage et, si elle n'est pas contrôlée, elle peut avoir des conséquences sérieuses sur les propriétés des estimations et leurs erreurs-types au point de biaiser les résultats dans le sens d'une interaction négative sur la durée du chômage ([Kiefer 1988, p. 671-673], [Lancaster 1979,1985]). En conséquence, les estimations du paramètre de dispersion peuvent n'être pas entièrement fiables mais, en dépit du fait qu'on ne tient pas compte explicitement d'une hétérogénéité non observée à un seuil de confiance donné, elles peuvent être exprimées par les estimations du paramètre elles-mêmes puisqu'elles sont semblables dans toutes les distributions, y compris la distribution non paramétrique de Cox[17].

Tel n'est cependant pas le cas pour les estimations obtenues à partir de la localisation conditionnelle de la distribution. Le tableau 8 présente les estimations de la fonction de survie découlant des résultats du tableau 7. On les calcule en utilisant d'abord la méthode de Suits (1984) pour transformer les variables auxiliaires de façon qu'elles représentent un membre moyen de l'échantillon plutôt que la catégorie de référence arbitraire et, ensuite, en employant la fonction propre à la distribution log logistique de survie[18]. Pour cette distribution, la médiane et la moyenne sont les mêmes et elles sont

Tableau 8

Données estimatives de la fonction log logistique de survie, 1978-1980, 1982-1985, moyenne de l'échantillon, selon certains groupes d'âge

Quantile de survie	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Moyenne de l'échantillon							
0,90	0,63	0,65	0,62	0,66	0,64	0,61	0,68
0,75	1,63	1,70	1,63	1,78	1,72	1,63	1,84
0,50	4,22	4,43	4,31	4,78	4,61	4,37	4,96
0,25	10,90	11,60	11,40	12,90	12,40	11,70	13,40
0,10	28,20	30,20	30,20	34,60	33,30	31,20	36,00
15-19 ans							
0,90	0,73	0,64	0,72	0,72	0,60	0,60	0,61
0,75	1,88	1,66	1,91	1,94	1,61	1,60	1,63
0,50	4,85	4,33	5,05	5,22	4,32	4,28	4,39
0,25	12,60	11,30	13,40	14,00	11,60	11,40	11,80
0,10	32,50	29,50	35,30	37,70	31,10	30,60	31,80
35-44 ans							
0,90	0,56	0,60	0,54	0,63	0,58	0,58	0,66
0,75	1,46	1,58	1,43	1,70	1,56	1,54	1,78
0,50	3,77	4,11	3,78	4,56	4,19	4,12	4,78
0,25	9,75	10,70	10,00	12,30	11,30	11,00	12,90
0,10	25,20	28,00	26,50	33,00	30,20	29,50	34,70
55-69 ans							
0,90	0,67	0,72	0,64	0,73	0,78	0,79	0,84
0,75	1,74	1,89	1,70	1,95	2,09	2,11	2,25
0,50	4,50	4,94	4,51	5,25	5,60	5,64	6,07
0,25	11,60	12,90	11,90	14,10	15,10	15,10	16,30
0,10	30,10	33,70	31,60	38,00	40,40	40,30	44,00

Les données figurant au tableau correspondent aux mois de chômage.

donc données toutes les deux par le 50e percentile. Pour le membre moyen de l'échantillon, la durée moyenne du chômage est de quatre à cinq mois, ce qui est beaucoup plus que les chiffres fournis dans les autres travaux de recherche. Beach et Kaliski (1987, p. 263), par exemple, font état d'une durée moyenne d'environ 2,5 mois pour l'EAA de 1978. Cet écart tient à la définition de la durée du chômage utilisée dans la présente étude. En fait, les estimations fournies au tableau 8 correspondent davantage à la durée annuelle moyenne du chômage que connaissent les particuliers qu'aux durées moyennes signalées antérieurement. Corak (1989b, p. 20) présente

des estimations qui varient de 3,3 à 4,6 mois pour la durée moyenne annuelle du chômage. Le fait que les résultats de la présente étude soient légèrement supérieurs à ces estimations correspond précisément aux attentes étant donné que la définition sous-jacente de la durée du chômage conduit, dans de nombreux cas, à avoir pour une même personne des périodes multiples qui s'ajoutent au temps intermédiaire où la personne ne faisait pas partie de la population active.

Toutefois, des estimations similaires tirées des résultats de la distribution de Weibull donnent des durées encore plus longues du fait qu'une grande partie des valeurs de cette distribution est concentrée dans l'extrémité de la courbe. Par exemple, l'estimation de la médiane pour 1978 est de 5,12 mois, près d'un mois de plus que la médiane de 4,2 mois obtenue avec la distribution log logistique[19]. Par conséquent, les estimations du tableau 8 ne sont pas robustes pour toutes les distributions.

Les mouvements qu'elles dessinent au cours de la période observée peuvent néanmoins être révélateurs. La variation de la durée du chômage au cours du cycle économique a donné lieu à une certaine controverse. Beach et Kaliski (1986) se sont livrés à des conjectures sur le sujet, tout comme Dynarski et Shefferin (1987)[20]. Les estimations du tableau 8 fournissent des preuves qui, compte tenu des caractéristiques des personnes, laissent supposer que la durée du chômage évolue de façon contracyclique. La durée moyenne est restée relativement constante de 1978 à 1980. Cependant, selon les estimations, les périodes de chômage qui ont débuté en 1982 durent environ un demi-mois de plus que celles qui ont débuté en 1980. Ces chiffres ont diminué par suite de la reprise économique, sauf en 1985 où la durée du chômage a recommencé à augmenter. Les résultats pour 1985 concordent avec le ralentissement de la reprise économique qui s'est produit cette année-là. Les résultats présentés au tableau 7 révèlent que nombre des covariables perdent de leur importance en 1985.

Les résultats de la fonction de survie pour les groupes des 15-19 ans, 35-44 ans et 55-69 ans sont également présentés. Ces résultats tiennent compte des autres caractéristiques de ces groupes. Le mouvement contracyclique de la durée moyenne du chômage est évident pour les deux groupes d'âge inférieurs, mais non pour le groupe d'âge supérieur. Pour cette dernière catégorie, la durée moyenne du chômage s'est accrue entre 1980 et 1982, mais également

chaque année par la suite. Il s'agit d'une conséquence concomitante du mouvement des paramètres figurant au tableau 7.

Enfin, il convient de noter que ces diverses configurations semblent être valables pour toute la fonction de survie, et non pas seulement pour le 50e percentile. Dans l'ensemble, quelque 25 % de la nouvelle cohorte de chômeurs risquent d'être environ une année en chômage avant de trouver un nouvel emploi, et 10 % peuvent s'attendre à rester en chômage de 28 à 36 mois. Toutefois, ces derniers chiffres peuvent être mis en doute. L'horizon des données est limité à une année, et on ne peut donc pas s'en servir pour effectuer des projections qui dépassent les limites de l'échantillon. En dépit de cela, le mouvement observé dans la distribution complète, et plus particulièrement dans son extrémité, est contracyclique comme la durée moyenne du chômage. Le groupe d'âge supérieur constitue là encore une exception.

Inférences et conséquences en matière de politique

Les résultats les plus dignes de mention de la section précédente sont ceux qui portent sur les variables suivantes : province, niveau de scolarité et âge. Les résultats pour les provinces reflètent probablement la diversité industrielle et les obstacles géographiques ou culturels à la mobilité. Le fait que les personnes résidant au Québec connaissent de façon constante de plus longues périodes de chômage que celles qui demeurent dans n'importe quelle autre région du Canada peut, par exemple, être dû à une moins grande mobilité des francophones. Les résultats pour Terre-Neuve peuvent également s'expliquer par les particularités du secteur industriel et de la géographie de cette province. Néanmoins, on ne saurait minimiser les facteurs comportementaux et institutionnels. Le régime d'assurance-chômage, notamment en ce qui concerne les critères d'admissibilité et la durée maximale de versement des prestations, comporte des différences régionales et peut avoir une incidence sur l'incitation. Le manque de données sur les bénéficiaires de l'assurance-chômage et l'industrie dans l'ensemble de données utilisé limite les conclusions que l'on peut tirer sous ce rapport et souligne la nécessité d'une étude plus approfondie.

Le rapport entre le niveau de scolarité et la durée du chômage n'est pas simple. En particulier, un niveau de scolarité plus élevé

n'entraîne pas systématiquement une durée moindre du chômage. En dehors des périodes de crise, le niveau de scolarité n'est pas un déterminant important de la durée du chômage. Cependant, le rôle de cette variable n'est pas insensible au cycle économique. Les résultats pour l'année 1983 donnent à penser que, durant les périodes de reprise économique, il peut se manifester un rapport négatif entre le niveau de scolarité et la durée du chômage : les personnes dont le niveau de scolarité est le plus élevé étant les premières à retrouver un emploi. Les choses ne sont aussi simples durant les périodes de crise sérieuse, comme celle de 1982.

Les résultats correspondant à la variable « âge » jettent le plus de lumière sur la manière dont le secteur du travail s'adapte. Murphy et Topel (1987) ont soutenu que le processus d'adaptation pourrait être qualifié de processus évolutif. La substitution simple des travailleurs des secteurs qui périclitent aux secteurs en expansion n'est qu'un élément secondaire. L'explication tient plutôt à ce que les secteurs en croissance reçoivent une proportion plus grande de nouveaux actifs que les secteurs qui périclitent. Leur analyse porte avant tout sur les tendances à long terme, mais les auteurs pensent que les changements structurels qui sous-tendent ces tendances ne sont pas indépendants des mouvements cycliques et sont probablement concentrés dans les creux lorsque les coûts d'opportunité liés à la réaffectation de la main-d'oeuvre et des capitaux sont moindres. Il peut être raisonnable de croire que les résultats actuels sont le reflet d'un tel processus. La situation des travailleurs plus âgés s'est dégradée à cause de la récession de 1982. Ceux d'entre eux qui sont passés d'un emploi au chômage après 1982 ont connu des périodes de chômage plus longues en moyenne qu'avant 1982, mais plus longues également que celles de leurs homologues plus jeunes. On pourrait en conclure que la récession de 1982 a entraîné des changements structurels et que la réaffectation de la main-d'oeuvre a défavorisé les actifs plus âgés ayant connu de longues périodes de chômage qui ont pris une retraite permanente ou semi-permanente, alors que l'on embauchait davantage de jeunes travailleurs dans les secteurs de croissance. En conséquence, la politique doit porter sur la façon dont les travailleurs plus âgés quittent le chômage.

Les travaux de Darby, Haltiwanger et Plant (1985, 1986) vont à l'encontre d'une telle interprétation. Ces auteurs pensent aussi que les changements structurels et les mouvements cycliques ne sont pas

nécessairement des phénomènes distincts, mais leur analyse les conduit à croire que la politique devrait être axée sur le niveau et la répartition des nouveaux chômeurs, et non sur les taux de sortie. Dans leur analyse, ils insistent sur la persistance du chômage en période de crises et donnent deux explications possibles. Cette persistance peut être due au nombre accru de personnes qui connaissent habituellement un chômage de longue durée quand elles perdent leur emploi ou elle peut être attribuable au fait que la période de chômage est plus longue pour toutes les personnes touchées. Après examen des données sur les mouvements nets de chômeurs aux États-Unis, les auteurs penchent plutôt pour la première explication. Selon les résultats de la présente étude, toutefois, le taux de sortie joue un rôle dans la compréhension de la dynamique du taux de chômage au Canada. Par exemple, le tableau 2 révèle que la proportion de l'échantillon correspondant aux travailleurs du groupe d'âge supérieur n'a pas varié de façon appréciable[21]. En outre, des tests du ratio de vraisemblance ont été effectués pour vérifier l'invariabilité des paramètres d'une année à l'autre et se sont soldés par un rejet[22]. En conséquence, les probabilités de sortie elles-mêmes ont changé, et la persistance du chômage n'est pas seulement due à des changements dans la nature des nouveaux chômeurs, mais à une modification réelle de la structure de la durée du chômage. De plus, ce changement n'est pas équivalent dans tous les groupes : les travailleurs du groupe d'âge supérieur ont connu une plus grande détérioration de leur probabilité de retrouver un emploi.

Les décideurs doivent se préoccuper de la manière dont les personnes concernées, particulièrement celles du groupe d'âge supérieur, quittent les rangs des chômeurs, c'est-à-dire des décisions des entreprises en matière d'embauche et du comportement des chômeurs en ce qui concerne la recherche d'emploi. Si la supposition voulant que le secteur du travail s'adapte par évolution plutôt que par substitution est exacte, alors la politique doit prévoir une juste combinaison d'aide à l'adaptation et d'indemnisation des pertes subies. En particulier, il faut s'assurer que les indemnités de départ et les prestations de retraite sont suffisantes et transférables. Quelques-unes des suggestions émises par le Conseil consultatif sur l'adaptation peuvent être interprétées de cette façon (Corak 1989c). Cependant, les résultats ne sont pas concluants et soulèvent d'autres questions.

Conclusion

La présente étude résume les résultats des recherches effectuées sur les facteurs qui déterminent la durée du chômage des personnes ayant perdu leur emploi pour chacune des années entre 1978 et 1980, et entre 1982 et 1985. Des modèles de vieillissement accéléré comportant des hypothèses explicites relatives à la fonction des risques de base sont estimés pour chaque année et pour diverses distributions. La fonction des risques proportionnels de Cox, qui ne s'appuie pas sur des hypothèses paramétriques, est également utilisée. Le principal mérite du présent rapport tient à ce que les sept années sur lesquelles portent les données incluent des périodes favorables et des périodes de crise. La plupart des études antérieures portant sur la durée du chômage étaient restreintes à des moments limités du cycle économique. Les résultats obtenus sont robustes par rapport à la fonction utilisée, mais pas nécessairement au delà de l'année correspondant aux données utilisées. Un fait particulièrement intéressant à cet égard est le changement observé dans le rapport entre l'âge et la durée du chômage. Avant la récession de 1982, les personnes des groupes d'âge inférieur et supérieur connaissaient des périodes de chômage plus longues que celles du groupe d'âge intermédiaire. Durant la reprise économique qui a suivi, l'âge a cessé de jouer un rôle déterminant chez les jeunes, tandis que son effet s'est accru chez les personnes du groupe d'âge supérieur. Par conséquent, l'affirmation courante selon laquelle le groupe des travailleurs plus âgés se caractérise par une moindre incidence du chômage mais une durée plus longue de celui-ci est par trop simpliste : dans leur cas, la durée du chômage est de plus en plus importante au fur et à mesure que les années passent.

Cette constatation permet de tirer quelques conclusions concernant la nature du processus d'adaptation du secteur de travail. La persistance du chômage, par exemple, n'est pas simplement due à l'accroissement du nombre de nouveaux chômeurs qui connaissent habituellement de longues périodes de chômage. Elle reflète, dans une certaine mesure, le fait que la durée du chômage s'est accrue dans le cas du chômeur typique et, plus particulièrement, des travailleurs âgés. La mise en évidence d'un mouvement à contre cycle relativement à la durée moyenne du chômage reflète cette tendance, tout comme le fait que la durée du chômage des travailleurs âgés ne s'est pas réduite pendant la reprise économique postérieure à 1982. De plus, l'adaptation aux chocs négatifs majeurs peut à juste titre

être qualifiée de processus évolutif selon lequel les travailleurs plus âgés ont, d'une manière ou d'une autre, été conduits à prendre une retraite semi-permanente ou permanente, tandis que les jeunes travailleurs étaient rembauchés dans des proportions plus grandes. Par conséquent, la politique devrait porter sur une combinaison d'aide à l'adaptation et d'indemnisation des pertes subies, selon les conditions propres aux travailleurs plus âgés.

Ces divers aspects devront faire l'objet d'études plus approfondies. Il faut examiner notamment la décision relative au départ à la retraite et la pertinence des conditions liées à la retraite, et procéder à une évaluation du comportement des travailleurs plus âgés en matière de recherche d'emploi. Les résultats de la présente étude font également ressortir la nécessité de poursuivre l'analyse de la durée du chômage de façon à disposer de données plus récentes et d'y inclure un plus grand nombre de covariables. Les raisons des cessations d'emploi, l'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage, l'industrie et la profession constituent des éléments déterminants de la durée du chômage. Il faut, notamment, accorder une attention particulière au rapport entre la diversité industrielle, la province et la durée du chômage. Il faudra également entreprendre des recherches pour établir si l'interruption du chômage est due à l'obtention d'un nouvel emploi ou au retrait de la personne de la population active, ce qui signifie qu'un autre modèle de risque relativement à la durée du chômage serait plus approprié.

Notes

1 Le « Long File », qui est un fichier de données obtenu à partir des données administratives sur le régime d'assurance-chômage a été utilisé par Ham et Rae (1987) pour modéliser la période pendant laquelle un échantillon de Canadiens du sexe masculin du Canada a reçu des prestations d'assurance-chômage. L'étude de Sider (1985) est un exemple de situation non constante appliquée à des données sur des mouvements bruts, tandis qu'Hasan et deBroucker (1985) présentent une analyse d'une situation constante des données du Canada.

2 Beach et Kaliski (1987) ont utilisé ce genre de données, mais leur analyse se limite à trois années seulement, et concerne surtout la distribution des périodes de chômage en fonction de la durée des périodes de chômage. Pour une analyse approfondie des études faisant appel aux données de l'Enquête sur l'activité annuelle, voir Corak (1989b).

3 Cox et Oakes (1984), Kalbfleisch et Prentice (1980) et Lawless (1982) sont les auteurs à consulter au sujet de ces procédés.

4 Le programme qui a servi à produire le fichier de période à partir des bandes originales peut être obtenu de l'auteur sur demande.

5 La possibilité que la distinction entre le chômage et l'inactivité soit mince tient aussi au fait que les données sur les mouvements bruts de l'Enquête sur la population active, laquelle utilise une définition du chômage qui ressemble beaucoup à celle de l'EAA, révèlent qu'il y a des mouvements importants entre l'inactivité et l'emploi. Si l'on s'en tient strictement à l'interprétation théorique du chômage, c'est-à-dire que la personne en chômage est à la recherche d'un emploi, ces mouvements ne sont pas possibles théoriquement. En pratique, toutefois, ils sont nombreux, ce qui donne à penser qu'il y a peu d'intérêt à restreindre la définition du chômage à ces termes.

6 En fait, cette définition du chômage reconnaît implicitement la validité de l'hypothèse posée par Clark et Summers (1979) selon laquelle bon nombre des passages entre le chômage et l'inactivité

ne sont pas de vrais passages et ne reflètent pas des changements de comportement. Rappelons toutefois que Flinn et Heckman (1983) ne sont pas d'accord avec cette idée.

7 Toutes les données utilisées dans la présente étude sont censées provenir d'un échantillon prélevé de façon aléatoire à partir d'une population en chômage. Or, on sait en fait que la méthode d'échantillonnage de Statistique Canada n'est pas tout à fait aléatoire; par ailleurs, on peut obtenir des poids d'échantillonnage avec les enregistrements individuels pour en tenir compte. Il y a donc un risque que les résultats soient biaisés. Sur ce point, voir Chesher et Lancaster (1983).

8 On peut obtenir les mêmes tracés graphiques, mais par année, en s'adressant directement à l'auteur.

9 Certains des résultats présentés dans Beach et Kaliski (1987) donnent aussi à penser qu'il y a une pointe dans le nombre de périodes qui auraient duré un mois entier selon les répondants. En particulier, voir leur tableau 1 dans lequel la durée des périodes dans chacun des 2^e, 3^e et 4^e déciles est de 4,33 semaines.

10 Par conséquent, le type de fonction de Weibull englobe le type exponentiel et la première procédure de régression n'est pas strictement nécessaire si l'on utilise la deuxième.

11 Une régression selon la méthode de Gauss-Newton a été appliquée à ce modèle pour chacune des régressions des moindres carrés non linéaires effectuées pour confirmer qu'un maximum avait bel et bien été atteint. En fait, l'analyse préliminaire est beaucoup plus détaillée que ne l'indique le texte. Les données ont aussi été ventilées par année et selon chacune des covariables énumérées au tableau 2 de la façon suivante. Le texte laisse entendre que les courbes de $ln(-ln(G_t))$ en fonction de t devraient être linéaires si c'est le modèle de Weibull qu'il faut utiliser, et l'analyse faite dans Kalbfleisch et Prentice (1982) donne à penser qu'elles devraient être parallèles les unes par rapport aux autres pour chacun des sous-groupes examinés si c'est le modèle des risques proportionnels qu'il convient d'appliquer. En fait, toutes les courbes étaient linéaires par morceaux avec un changement de pente durant l'intervalle

1,0 - 1,5 mois et n'étaient pas parallèles dans beaucoup de cas, ce qui donne à penser qu'un modèle de vieillissement accéléré est préférable aux autres modèles.

12 Cox et Oakes (1984, p. 71) ont prouvé qu'avec des variables explicatives constantes les modèles de vieillissement accéléré et les modèles de risque proportionnels coïncident, compte tenu de l'hypothèse de la distribution de Weibull, pour le risque de base.

13 Par définition, la fonction de survie équivaut simplement à 1 moins la fonction de distribution cumulative correspondante. Corak (1988) fait une récapitulation des liens entre ces divers concepts.

14 Les paramètres ont été établis selon la méthode du maximum de vraisemblance au moyen de l'algorithme de Newton-Raphson par l'application de la procédure LIFEREG de la version 5 du S.A.S. On obtient les erreurs-types en calculant l'inverse de la matrice d'information observée. Dans les faits, la méthode d'estimation était beaucoup plus générale que le texte ne l'indiquait et incluait l'estimation de modèles parfaitement interactifs selon le sexe pour chacune des distributions. Les valeurs relatives à la vraisemblance pour ces modèles n'étant pas beaucoup plus élevées, l'application du critère d'information d'Akaike a conduit à choisir les modèles sans interaction. On a également tenté d'estimer des modèles parfaitement interactifs par province, mais on n'a jamais pu réaliser la convergence, quelle que soit l'année ou la distribution utilisée. Enfin, on a également utilisé la distribution gamma et la distribution gamma généralisée, mais il s'est avéré beaucoup plus difficile d'arriver à une convergence et, pour la majorité des années observées, cela a été impossible en dépit du fait que l'on ait utilisé plusieurs valeurs initiales différentes pour les estimations. Lawless (1982) pense que de telles difficultés sont souvent dues à l'aplatissement de la courbe de vraisemblance. Les résultats obtenus pour ces distributions ne sont pas exposés dans le présent document. Le modèle de risque proportionnel de Cox est estimé à l'aide de la procédure PHGLM du S.A.S.

15 Il convient de souligner que les tests T de signification du paramètre ne sont pas appropriés. Les statistiques de Wald, distribuées selon la loi de χ^2 avec 1 degré de liberté, sont

présentées dans une annexe, que l'on peut se procurer en s'adressant à l'auteur, avec les seuils de signification marginaux. Ces statistiques sont obtenues en calculant le carré du quotient du paramètre par l'erreur-type correspondante. En outre, le test important concernant le paramètre de dispersion dans la distribution de Weibull et dans la distribution log logistique consiste à vérifier si le paramètre est différent de 1, étant donné qu'un modèle de Weibull où le paramètre de dispersion est égal à l'unité se réduit à une fonction exponentielle alors qu'un modèle log logistique où le paramètre de dispersion est supérieur à l'unité indique que la fonction de risque est non monotone, car elle commence par croître pour ensuite décroître. Enfin, pour le modèle Weibull, le paramètre de dispersion, σ, équivaut à $1/\alpha$, comme nous l'avons vu antérieurement, de sorte que le résultat laisse supposer que le risque faiblit lorsque la durée diminue.

16 Ces résultats laissent également supposer que les chercheurs devraient porter une attention particulière à la manière dont ils introduisent la variable « âge » dans leurs modèles. Si l'âge réel, plutôt que la catégorie d'âge, est disponible, il vaut mieux utiliser une fonction non linéaire comme la fonction quadratique ou en escalier. Dans la plupart de ses travaux, Kiefer, par exemple, veille à permettre une telle relation non linéaire entre l'âge et la durée du chômage, contrairement à beaucoup d'autres chercheurs.

17 Lancaster (1985, p. 162-163) montre que les estimations de l'élasticité de la durée moyenne du chômage sont correctes même lorsqu'on ne tient pas compte de leur hétérogénéité. Cependant, son résultat s'applique, à strictement parler, à un modèle Weibull ne comportant pas de données tronquées.

18 Si l'on reprend la notation utilisée précédemment, puisque $G_t = 1/(1+\gamma t^{\alpha})$ est la fonction de survie pour la distribution log logistique, on peut alors connaître $\hat{t}$ pour des valeurs données de G_t en partant de $\hat{\gamma} = exp(-X\hat{\beta})$ et $\hat{\alpha} = 1/\hat{\sigma}$, où $\hat{\beta}$ représente les paramètres estimés présentés au tableau 7 et $\hat{\sigma}$ l'estimation du paramètre de dispersion. Les calculs résultant de l'application de cette méthode et des transformations de Suits (1984) peuvent être obtenus auprès de l'auteur.

19 L'estimation de Weibull de la moyenne est encore plus élevée, car la moyenne et la médiane ne coïncident pas pour cette distribution, la moyenne correspondant au percentile 63,2.

20 La théorie économique ne permet pas d'obtenir une prévision non ambiguë du mouvement cyclique de la durée du chômage. Il faut prendre en considération le niveau et la distribution des entrées ainsi que la structure proprement dite des périodes de chômage. Lorsque le taux de chômage agrégé augmente, il peut y avoir une entrée accrue de personnes qui restent peu de temps en chômage, par exemple, des chômeurs touchés par des mises à pied temporaires, ou une entrée accrue de personnes qui connaissent habituellement de longues périodes de chômage, comme les travailleurs du groupe d'âge supérieur et les personnes mises à pied de façon permanente. En outre, la durée du chômage peut augmenter pour toutes les catégories par suite d'une baisse du taux de nouvelles offres d'emploi et, conjointement, d'une diminution de la probabilité de sortie.

21 D'autres caractéristiques associées à une durée plus longue du chômage, comme le fait de résider au Québec et le fait que la période de chômage débute au quatrième trimestre, ont eu une incidence moindre de 1980 à 1982 et, de façon générale, tout au long des années observées.

22 La méthode à utiliser en l'occurrence consiste à obtenir la valeur log de la vraisemblance à partir d'une estimation du modèle pour toutes les données disponibles, sans égard à l'année. Cela correspond au modèle restreint, les modèles estimés pour chaque année en particulier, dont la combinaison donne un modèle parfaitement interactif par année, constituant le modèle non restreint. Malheureusement, on ne peut obtenir de convergence pour un modèle estimé à partir de données agrégées pour la distribution exponentielle, qui est la distribution la plus simple parmi celles qui sont utilisées. On n'a donc pas exploré davantage cette possibilité. On a utilisé les données année par année pour estimer un modèle log logistique où les paramètres étaient restreints à ceux de 1980 et on a effectué un test de rapport de vraisemblance dont les modèles non restreints correspondants sont donnés par les résultats du tableau 6. Les résultats du test de rapport de vraisemblance pour les années 1978 à 1985 sont les suivants : 104, 116, 232, 155, 184, 151. Cette

statistique est distribuée selon la loi de χ^2 avec 28 degrés de liberté. Au seuil de signification 0,01, la valeur critique de χ^2 est 48,3, de sorte que l'hypothèse nulle selon laquelle les paramètres sont les mêmes que ceux de 1980 peut être rejetée. Une analyse plus complète pourrait être faite en utilisant comme hypothèse nulle les estimations pour chacune des années à tour de rôle.

Bibliographie

Addison, John T. et Pedro Portugal, « On the Distributional Shape of Unemployment Duration », *Review of Economics and Statistics*, vol. LXIX, p. 520-526, 1987.

Beach, Charles M. et S. F. Kaliski, « The Distribution of Unemployment Spells : Canada, 1978-1982 », *Industrial and Labour Relations Review*, vol. XL, n° 2, p. 254-267, 1987.

———, « The Impact of Recession on the Distribution of Annual Unemployment », *Relations industrielles*, vol. XLI, n° 2, p. 317-328, 1986.

Chesher, Andrew et Tony Lancaster, « The Estimation of Models of Labour Market Behaviour », *Review of Economic Studies*, vol. L, p. 609-624, 1983.

Clark, Kim B. et Lawrence H. Summers, « Labor Market Dynamics and Unemployment : A Reconsideration », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 13-60, 1979.

Conseil consultatif sur l'Adaptation, *S'adapter pour gagner : rapport du Conseil consultatif sur l'Adaptation*, Ottawa, ministre d'Approvisionnements et Services Canada, 1989.

Corak, Miles, « Eligibility Rules in the Canadian Jobs Strategy: Shifting the Burden or Targeting the Assistance ? », reprographie, Conseil économique du Canada, 1989a.

———, « Canadian Unemployment in Retrospect : 1977-1987 », reprographie, Conseil économique du Canada, 1989b.

———, « Policy in an Era of Free Trade : Some Comments on the de Grandpré Report », *Analyse de politiques*, vol. XV, n° 3, p. 335-338, 1989b.

———, « The Empirical Analysis of Unemployment Dynamics : An Exposition of Method, Issues and Results », reprographie, Conseil économique du Canada, 1988.

———, « The Analysis of Labour Sector Dynamics with Recall Data : An Overview of the Special Surveys », reprographie, Conseil économique du Canada, 1988a.

Cox, D. R., « Regression Models and Life Tables », *Journal of the Royal Statistical Society*, série B, vol. XXXIV, p. 187-220, 1972.

Cox, D. R. et D. Oakes, *Analysis of Survival Data*, London, Chapman and Hall, 1984.

Darby, Michael R., John C. Haltiwanger et Marc W. Plant, « Alternative Measures of Slackness in the Labor Market and Their Relationship to Wage and Price Inflation », in Kevin Lang and Jonathan S. Leonard (eds), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, New York, Basil Blackwell, 1987.

———, « The Ins and Outs of Unemployment : The Ins Win », National Bureau of Economic Research, working paper n° 1997, 1986.

———, « Unemployment Rate Dynamics and Persistent Unemployment under Rational Expectations », *American Economic Review*, vol. LXXV, n° 4, p. 614-637, 1985.

Dynarski, Mark et Seven M. Sheffin, « New Evidence on the Cyclical Behavior of Unemployment Durations », in Kevin Lang and Jonathan S. Leonard (eds.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, New York, Basil Blackwell, 1987.

Ham, John C. et Samuel Rea Jr., « Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada », *Journal of Labor Economics*, vol. V, n° 3, p. 325-353, 1987.

Hasan, Abrar, et Patrice Debroucker, *Chômage et dynamique du marché du travail au Canada*, Ottawa, Conseil économique du Canada, 1985.

———, « Duration and Concentration of Unemployment », *Revue canadienne d'économie*, vol. XV, n° 4, p. 735-756, 1982.

Kalbfleisch, John D. et Robert L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, Wiley, 1980.

Kiefer, Nicholas M., « Economic Duration Data and Hazard Functions », *Journal of Economic Literature*, vol. XXVI, n° 2, p. 646-679, 1988.

———, « Specification Diagnostics Based on Laguerre Alternatives for Econometric Models of Duration », *Journal of Econometrics*, annales 1985-1, vol. XXVIII, n° 1, p. 135-154, 1985.

Lancaster, Tony, « Generalised Residuals and Heterogeneous Duration Models : With Application to the Weibull Model », *Journal of Econometrics*, annales 1985-1, n° 1, p. 155-169, 1985.

———, « Econometric Methods for the Duration of Unemployment », *Econometrica*, vol. XLVII, n° 4, p. 939-956, 1979.

Lawless, J.F., *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, New York, Wiley, 1982.

Murphy, Kevin M. et Robert H. Topel, « The Evolution of Unemployment in the United States », *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual*, vol. II, p. 11-68, 1987.

Perry, George, « Unemployment Flows in the U.S. Labor Market », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, p. 245-292, 1972.

Sider, Hall, « Unemployment Duration and Incidence : 1968-82 », *American Economic Review*, vol. LXXV, n° 3, p. 461-472, 1985.

Statistique Canada, *Emploi et chômage pendant la totalité ou une partie de l'année : résultats des enquêtes sur l'activité annuelle*, 1977 à 1980, Ottawa, ministère des Approvisionnements et Services, 1982.

Steinberg, Danny et Frank A. Monforte, « Estimating the Effects of Job Search Assistance and Training Programs on the Unemployment Durations of Displaced Workers", in Kevin Lang and Jonathan S. Leonard (eds.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, New York, Basil Blackwell, 1987.

Suits, Daniel B., « Dummy Variables : Mechanics vs Interpretation », *Review of Economics and Statistics*, vol. LXVI, n° 1, p. 177-180, 1984.